

# Trabajo Fin de Grado

Estimación de la Ley de Okun en Grecia,  
Portugal y España: modelo dinámico de la  
versión en brechas

Autora

María Montserrat Loscos Ruiz

Directora

Monia Ben Kaabia

Facultad de Economía y Empresa

2015-2016

**TÍTULO DEL TRABAJO:** Estimación de la Ley de Okun en Grecia, Portugal y España: modelo dinámico de la versión en brechas

**AUTORA:** María Montserrat Loscos Ruiz

**DIRECTORA:** Monia Ben Kaabia

**TITULACIÓN:** Grado de ADE

## **RESUMEN**

La Ley de Okun nació a principios de los años sesenta de la mano del economista norteamericano Arthur Okun (Okun, 1962), quien observó que existía una correlación negativa entre las variaciones de la producción y la tasa de desempleo. Esta relación empírica constituye, para algunos expertos, una parte de la base fundamental de la Macroeconomía práctica, por lo que está presente en la mayoría de libros de Macroeconomía intermedia. Desde la primera formulación y hasta la actualidad, la Ley de Okun ha sido objeto de numerosos estudios en los que sus autores han evidenciado el cumplimiento de la misma. En el presente trabajo, una vez analizadas las tres versiones de la ley que Okun planteó, se ha procedido a exponer cuáles han sido las distintas críticas que esta relación empírica ha suscitado desde que apareció. A continuación, en el siguiente apartado, se pone de manifiesto parte de la literatura que se ha revisado acerca de este tema. Finalmente, se procede al análisis empírico de la versión en brechas de la Ley, modelizándola para tres países de la UE: Grecia, Portugal y España. Para conseguir unos mejores resultados se han dinamizado las versiones estáticas para los tres países, pudiendo concluir que, tanto en el corto como en el largo plazo, es Portugal el país que presenta un valor del coeficiente de Okun más alto, seguido de Grecia y España, respectivamente.

## **ABSTRACT**

Okun's law was created by the American economist Arthur Okun (Okun, 1962) in the early sixties, who noted that there was a negative correlation between changes in output and unemployment rate. This empirical relationship is, to some experts, a part of the foundation of Macroeconomics practice, which is present in most books of intermediate

Macroeconomics. From the first formulation and to the present day, Okun's law has been the subject of many studies in which the authors have showed compliance with the law. In this paper, once the three versions of the law that raised Okun have been analyzed, we proceeded to expose what were the various criticisms that this empirical relationship has raised since it appeared. Then, in the next section, it is revealed a part of the reviewed literature on this topic. Finally, we proceed to the empirical analysis of the gaps version of the law, which it is to be modeled for three countries of the European Union: Greece, Portugal and Spain, To achieve better results, it has given dynamism to the static versions of the three countries and we can conclude that Portugal is the country that has a coefficient of Okun highest, both in the short and long term, followed by Greece and Spain respectively,

## INDICE

1.	INTRODUCCIÓN .....	1
1.1.	¿POR QUÉ LA LEY DE OKUN? .....	2
1.2.	OBJETIVOS .....	3
2.	MARCO TEÓRICO .....	4
2.1.	LEY DE OKUN Y SUS DIFERENTES VERSIONES.....	4
2.1.1.	Ley de Okun I: Modelo en diferencias.....	6
2.1.2.	Ley de Okun II: Modelo en brechas.....	7
3.	CRÍTICAS A LA LEY DE OKUN EN SU VERSIÓN ORIGINAL.....	9
3.1.	INTERPRETACIÓN DE LOS PARÁMETROS DE POSICIÓN.....	10
3.2.	ESPECIFICACIÓN DEL MODELO .....	10
3.2.1.	Forma funcional .....	10
3.2.2.	Especificación estática-especificación-dinámica .....	11
3.2.3.	Omisión de variables relevantes .....	12
3.3.	PERMANENCIA ESTRUCTURAL.....	13
3.4.	METODOLOGÍA Y TÉCNICA UTILIZADA .....	14
4.	REVISIÓN DE LA LITERATURA.....	15
4.1.	LITERATURA INTERNACIONAL.....	15
4.2.	LITERATURA NACIONAL .....	17
5.	ESTUDIO EMPÍRICO .....	19
5.1.	DATOS A UTILIZAR: DESCRIPCIÓN Y TRATAMIENTO.....	20
5.2.	ANÁLISIS DE LAS SERIES: PROPIEDADES ESTOCÁSTICAS ...	21
5.2.1.	Gráfico temporal de las series .....	22
5.2.2.	Funciones de autocorrelación→ Correlograma .....	24
5.2.3.	Contraste de raíces unitarias .....	25
5.3.	ESTIMACIÓN DE LA LEY DE OKUN: VERSIÓN EN BRECHAS	28
5.3.1.	Versión dinámica de la Ley de Okun en brechas.....	34
6.	CONCLUSIONES.....	40
7.	BIBLIOGRAFÍA .....	41
8.	ANEXOS .....	45

## 1. INTRODUCCIÓN

La ley de Okun es una relación empírica, negativa y de carácter lineal entre la tasa de desempleo y el crecimiento económico, la cual permite conocer el impacto de variaciones de la producción en la tasa de desempleo y viceversa. Esta relación empírica, y estadísticamente significativa, fue planteada inicialmente por el economista norteamericano Arthur Okun en 1962 y calificada posteriormente como “ley”, pese a su naturaleza a-teórica, por su verificación y cumplimiento con regularidad aceptable en la mayoría de las economías desarrolladas, variando únicamente el valor de los coeficientes.

Okun identificó un determinado umbral de crecimiento económico, entre el 2,5% y el 3%, por debajo del cual el incremento de la productividad se traduciría en aumentos del paro. Por tanto, para conseguir reducir el desempleo, una economía debía crecer al menos a ese ritmo.

Desde las primeras estimaciones ha sido un tema recurrente, siendo objeto de estudio por muchos especialistas en la materia, los cuales han estudiado la Ley de Okun para diversas economías y períodos utilizando distintas formulaciones y métodos econométricos, ya que la mayoría de economistas la consideran una de las regularidades empíricas más sólidas. En este aspecto, la Ley figura en la mayoría de libros macroeconómicos intermedios<sup>1</sup> y, junto con la curva de Philips, se suele utilizar como instrumento macroeconómico para evaluar políticas económicas.

Los resultados obtenidos por Okun tuvieron una gran repercusión en Estados Unidos, debido a que las estimaciones oficiales del producto potencial y el superávit presupuestario asociado con aquél, se convirtieron en indicadores indispensables a la hora de evaluar la intensidad de las políticas de estabilidad. De hecho, gracias a su gran impacto, desde su aparición y hasta la actualidad, han ido surgiendo en la literatura diversas modificaciones y numerosas críticas de las diferentes versiones de la Ley.

---

<sup>1</sup>Véase, por ejemplo, Blanchard, 2000, De Long, 2003, Mankiw, 2001, y Abel y Bernanke, 2004.

## **1.1. ¿POR QUÉ LA LEY DE OKUN?**

La crisis de carácter económico, financiero y social, que estalló en los Estados Unidos el 15 de septiembre de 2008 con la caída de la compañía global de servicios financieros Lehman Brothers, debilitó gravemente estos tres elementos: el sector inmobiliario, el sector bancario y el empleo. La quiebra de este banco de inversión fue el resultado del estallido de dos burbujas, las cuales se alimentaban mutuamente y venían gestándose durante años, por un lado, la burbuja del sector financiero y por otro, la del sector de la construcción residencial. Aunque esta crisis comenzó en Estados Unidos se propagó, casi de forma instantánea, por todas las economías más desarrolladas del planeta, teniendo mayor repercusión en los países europeos, debido en gran parte, a la globalización del sistema financiero.

A este respecto, si atendemos al caso de Europa, el continente presenta en la actualidad un crecimiento económico lento, con diferencias significativas entre norte y sur. Las consecuencias más severas de esta crisis las han sufrido los países de Europa del sur, cuyos gobiernos, como solución a la situación que estaban atravesando, han apostado por modelos económicos basados en la austeridad durante los últimos ocho años; estas medidas anti-crisis han impregnado la sociedad de situaciones dramáticas en el ámbito social y no han conseguido una mejora clara en las cuentas nacionales que logre compensar el esfuerzo realizado por los ciudadanos. Algunos de estos países son España, Grecia o Portugal, los cuales todavía hoy, siguen sufriendo secuelas de esta crisis como: precariedad laboral y desempleo o disminución del nivel de vida de las familias.

Desde que comenzó esta recesión, Portugal y Grecia han sido rescatadas por parte del Banco Central Europeo dos y tres veces respectivamente y, aunque España finalmente no se viera sumida en una situación tan dramática como la de sus países vecinos, bien es cierto, que no se encuentra en un contexto mucho más favorable. La tasa de paro que registró España en 2015 fue de un 20,7%, 2,9 puntos porcentuales inferior a la del año 2014, mientras que la variación interanual del PIB en 2015 fue del 3,2%, creciendo 1,8 puntos en relación a la variación del año anterior y siendo mucho más favorable que la disminución del 3,6% que experimentó en el año 2009 con respecto a 2008, lo que indica que España crece, aunque a un ritmo pausado. En cuanto a Portugal, el producto ha sufrido un ascenso anual del 1,5% en 2015, mientras que en el caso de Grecia, esta variación interanual ha sido negativa, cayendo un 0,2% respecto a 2014. Si nos fijamos

en el empleo para estos dos países, la tasa de paro ha disminuido en ambos territorios. En Grecia la tasa de desempleo se situó en 2015 en el 24%, un 7,9% inferior a la de 2014, mientras que en el caso de Portugal el país registró una tasa de paro del 12,2% en 2015, 1,4 puntos porcentuales inferior a la del año anterior. Los datos señalan que los tres países, aunque España y Grecia en mayor medida, registran tasas de paro insostenibles con el desarrollo económico de un país, a pesar de que año a año estas tasas van cayendo no lo hacen todo lo que deberían.

En este sentido, la gravedad de esta crisis me ha llevado a estudiar el efecto de la “Ley de Okun” en estos tres países del sur de nuestro continente. Además, otra de las motivaciones que me han animado a abordar el estudio de este tema es que quiero extraer mis propias conclusiones y tener un poco más claro si realmente esta crisis ha llegado a su fin o todo lo contrario, intentando conocer en qué medida lo que le ocurre al producto de un país influye en su mercado laboral.

## **1.2. OBJETIVOS**

El objetivo de este trabajo es analizar la influencia de la variación del PIB en la variación de la tasa de desempleo para cada uno de los países seleccionados: Grecia, Portugal y España, durante el periodo de estudio que va desde 1983 hasta 2014. Más concretamente, se va a tratar de conocer cuál es la tasa de paro asociada a una variación del producto respecto a su nivel potencial. En el presente trabajo no se pretenden analizar cuáles han sido las causas de la crisis de 2008, ni tampoco se va a tratar de proponer soluciones. El fin es a estimar los coeficientes de Okun, así como, validar la ley de Okun para cada uno de los países objeto de estudio.

Atendiendo a la estructura del presente trabajo, éste está organizado del siguiente modo: en primer lugar, se han especificado y analizado las distintas versiones de la Ley de Okun (versión en diferencias, en brechas y versión de tendencia fija), exponiendo además, los resultados que Okun obtuvo en cada una de ellas. En el siguiente apartado se han analizado cuáles han sido algunas de las críticas que, desde que apareció, se han hecho a la Ley, ya que algunos autores consideran que se pueden encontrar deficiencias en su versión original. Tras esto, se ha hecho una revisión bibliográfica de los estudios realizados acerca de este tema, presentando por un lado los internacionales y por otro, los nacionales.

Después de concluir con los fundamentos teóricos y la literatura acerca de la Ley de Okun, el siguiente apartado está dedicado al trabajo empírico, donde primero se explica el tipo de datos con los que se va a trabajar y qué tratamiento se les ha dado, para después, exponer qué tipo de análisis hay que realizar a las series temporales con las que se van a construir los modelos. Finalmente, se ha estimado para cada uno de los tres países, la versión en brechas de la Ley de Okun extrayendo las conclusiones pertinentes tras el cálculo de los coeficientes.

## **2. MARCO TEÓRICO**

### **2.1. LEY DE OKUN Y SUS DIFERENTES VERSIONES<sup>2</sup>**

La ley de Okun indica cómo varía la tasa de paro en función de la tasa de crecimiento de la producción o, a la inversa, cómo varía la tasa de crecimiento de la producción cuando varía la tasa de desempleo.

La relación entre estas dos variables fue planteada por primera vez por Okun en 1962 en el artículo: “Potencial GNP: Its Measurement and Significance”<sup>3</sup>. En él, estudia conjuntamente los valores del PIB y del desempleo para la economía de los Estados Unidos desde el segundo trimestre del año 1947 hasta el último trimestre de 1960. Okun examinó la dependencia que existía entre estas variables con el objetivo de estimar el nivel de producto potencial<sup>4</sup> dado un nivel de desempleo real.

La principal cuestión a la que autor quería responder y con la que comienza su artículo es la siguiente: ¿Cuánto puede producir una economía en condiciones de pleno empleo? Las conclusiones obtenidas indicaban que:

- Si no existiese crecimiento en la economía de los Estados Unidos, la tasa de desempleo aumentaría un 0.3% cada trimestre.

---

<sup>2</sup>“Formulaciones de la Ley de Okun y resultados para España”, Belmonte y Polo, 2004, pg. 4-8.

<sup>3</sup><https://cowles.econ.yale.edu/P/cp/p01b/p0190.pdf>

<sup>4</sup>Okun define la producción potencial como la producción máxima compatible con la estabilidad en los precios. A principios de los años 60, existía un acuerdo casi unánime entre los economistas de que la producción potencial se alcanzaba cuando la tasa de desempleo se encontraba en torno al 4%.



- El PIB debería aumentar un 1% trimestralmente para mantener constante la tasa de desempleo.
- Por cada 1% de aumento trimestral en el nivel de desempleo, se produce una pérdida en la producción de Estados Unidos de aproximadamente 3.33%.

Esta última conclusión es quizás la más importante porque atribuía al crecimiento de la producción una influencia mayor en el desempleo de la que entonces se tenía como aceptada.

El artículo de Okun supuso el comienzo de una larga serie de debates y evidencias empíricas acerca de las relaciones existentes entre el crecimiento económico y la tasa de paro. En este sentido, la existencia de una relación estable entre la tasa de desempleo y la tasa de crecimiento de la producción, tiene un gran interés por dos motivos esenciales: por un lado, poder estimar el nivel de producción potencial de una economía, y por otro, calcular la brecha productiva asociada con desviaciones de la tasa de paro respecto de la tasa natural de desempleo<sup>5</sup>.

Okun, en su trabajo original, parte de un modelo teórico donde se establece la dependencia funcional entre el producto (Y) y la tasa de desempleo (U), sin implantar, en principio, una relación causal<sup>6</sup> entre ambas variables:

$$Y = f(U) \quad (1)$$

Sin embargo, a la hora de cuantificar econométricamente dicha relación, Okun plantea la pregunta en sentido inverso a la relación funcional planteada (1), esto es, en cuánto disminuye la tasa de desempleo por cada 1% que aumenta el producto. A pesar de que en un principio Okun no establece una relación causal clara entre las variables, es cierto, que si quiere explicar la influencia de la producción sobre el desempleo, se puede decir que establece como variable endógena del modelo la tasa de paro, mientras que, considera variable exógena a la variación de la producción. Por tanto, parte del supuesto de la existencia de una relación causal *crecimiento* → *desempleo*.

---

<sup>5</sup>La tasa natural de desempleo es aquella que no genera inflación. Es también conocida como NAIRU (acrónimo derivado de la expresión inglesa Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment, y que significa, tasa de desempleo no aceleradora de la inflación). Si la tasa de desempleo cae por debajo de la tasa de paro natural es probable que la inflación se dispare. En términos de producción, la NAIRU se corresponde con la producción potencial.

<sup>6</sup>No se establece cuál es la variable causa y cuál es la variable efecto.

Para poder medir la influencia de la producción sobre la tasa de paro, Okun propone tres modelos diferentes. A continuación se exponen dos de ellos, mientras que el tercero, al ser el menos utilizado, se recoge en el Anexo I.

### 2.1.1. Ley de Okun I: Modelo en diferencias

El modelo en diferencias propuesto por Okun tiene la siguiente expresión:

$$\Delta U_t = \alpha_1 + \beta_1 \Delta Y_t + \varepsilon_t \quad \text{siendo } \beta_1 < 0 \quad (2)$$

Dónde:

- $\Delta U_t$  es la variación sufrida por la tasa de desempleo entre el momento t y t-1. Siendo  $\Delta U_t = U_t - U_{t-1}$  y estando expresada en porcentaje.
- $\Delta Y_t$  es la tasa de variación de la producción, en términos porcentuales, entre el instante t y t-1. Siendo  $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ .
- $\varepsilon_t$  es el término del error o perturbación aleatoria del modelo econométrico. El término del error tiene que seguir esta distribución  $\varepsilon_t \sim \text{i. i. } N(0, \sigma^2)$ <sup>7</sup>.
- $\alpha_1$  y  $\beta_1$  son los parámetros a estimar, y junto con  $\Delta Y_t$ , forman la parte sistemática del modelo econométrico. En cuanto a  $\alpha_1$ , es el término constante del modelo y representa el valor que toma la variación de la tasa de paro cuando no existe variación en la producción. Por otro lado  $\beta_1$ , la pendiente del modelo, mide en cuanto disminuye la tasa de desempleo ante un incremento del 1% en la producción, y se puede interpretar como la elasticidad del desempleo respecto al producto.

Una vez estimado el modelo por el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO)<sup>8</sup>, se tratará de calcular el coeficiente de Okun:

$$CO = \hat{\gamma}_1 = \frac{1}{\hat{\beta}_1} \quad (3)$$

Siendo  $\hat{\beta}_1$  el estimador MCO de la pendiente de la expresión (2).

---

<sup>7</sup>Esta expresión sobre la parte aleatoria del modelo recoge lo que en econometría se conoce como ruido blanco o perturbaciones esféricas, es decir, se cumplen los cuatro supuestos básicos de la parte aleatoria necesarios para que el modelo esté correctamente especificado.

<sup>8</sup>Este procedimiento plantea utilizar, como estimación de los parámetros, aquella combinación de  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$  que minimice los errores que el modelo cometerá.

En consecuencia, el coeficiente de Okun estimado ( $\hat{\gamma}_1$ ) mide en cuantos puntos porcentuales disminuye la producción por cada punto porcentual que aumenta el desempleo.

### 2.1.2. Ley de Okun II: Modelo en brechas

En segundo lugar, Okun relacionó la tasa de paro con la brecha existente entre la producción potencial ( $Y_t^p$ ) y observada ( $Y_t$ ):

$$U_t = \alpha_2 + \beta_2 \left( \frac{Y_t^p - Y_t}{Y_t} \right) + \varepsilon_t \quad \text{siendo } \alpha_2 \text{ y } \beta_2 > 0 \quad (4)$$

Dónde:

- $U_t$  es la tasa de paro en el instante  $t$  expresada en porcentaje.
- $Y_t^p$  es producto potencial e  $Y_t$  es el producto real observado.
- $\varepsilon_t$  es la perturbación aleatoria del modelo econométrico y de forma semejante al modelo anterior (ecuación 2) debería ser esférica, es decir idéntica, independiente, esperanza cero y distribución normal.
- $\alpha_2$  y  $\beta_2$  son los parámetros de posición del modelo econométrico a estimar. En concreto  $\alpha_2$ , el término constante, da el valor de la tasa de paro para un crecimiento nulo, esto es, cuando la producción real observada llega a ser la producción potencial (tasa de paro natural) y  $\beta_2$  es la pendiente del modelo, la cual mide en cuanto varía la tasa de desempleo ante una variación en 1% en la brecha del producto (se puede interpretar como la elasticidad del desempleo respecto a la brecha del producto).

Se puede transformar la expresión (4) de forma que quede reflejada la brecha existente entre la tasa de desempleo observada y la “tasa natural de paro” o tasa NAIRU.

Atendiendo a la interpretación de los coeficientes en la ecuación anterior se ha concluido que  $\alpha_2$ , el término constante del modelo, refleja la tasa de paro cuando el nivel de producción es el potencial, es decir, nos da el valor de la “tasa natural de paro”.

Siendo  $\alpha_2 = U_t^p$ , la ecuación (4) queda expresada de la siguiente forma:

$$U_t - U_t^p = \beta_2 \left( \frac{Y_t^p - Y_t}{Y_t} \right) + \varepsilon_t \quad (5)$$

De acuerdo con la ecuación dada en (5) si  $U_t = U_t^p \leftrightarrow Y_t^p = Y_t$ , no obstante, cabe señalar que si la tasa de desempleo se sitúa por encima de su valor objetivo (tasa de paro natural), la producción caerá por debajo del nivel potencial.

Al igual que en el modelo en diferencias, el coeficiente de Okun ( $\widehat{\gamma}_2$ ) se estima a partir de la inversa de la estimación de  $\beta_2$  y su expresión es la siguiente:

$$CO = \widehat{\gamma}_2 = \frac{1}{\widehat{\beta}_2} \quad (6)$$

Según esta formulación, el coeficiente de Okun indica en cuánto se aleja el producto de su nivel potencial cuando la tasa de desempleo se sitúa un punto por encima de la “tasa de paro natural”.

A continuación, se recogen en una tabla los resultados de los coeficientes obtenidos por Okun al estimar cada uno de los modelos:

*Tabla 2.1. Resultados de las estimaciones del estudio de Okun (1962)*

	Constante	Pendiente	Coeficiente de Okun
Modelo en diferencias	$\widehat{\alpha}_1 = 0,33$	$\widehat{\beta}_1 = 0,3$	$\widehat{\gamma}_1 = 3,33$
Modelo en brechas	$\widehat{\alpha}_2 = 3,72$	$\widehat{\beta}_2 = 0,36$	$\widehat{\gamma}_2 = 2,78$

*Fuente: Elaboración propia a partir de la lectura de varios trabajos*

Tras lo expuesto teóricamente en cada uno de los dos puntos de este apartado, y enlazándolo con los resultados numéricos reflejados en la tabla 2.1, se ha realizado una breve exposición de lo que representan los valores que Okun estimó:

- Ley de Okun I: El coeficiente de Okun ( $\widehat{\gamma}_1$ ) señala que, por cada 1% de aumento trimestral en el nivel de desempleo se produce una pérdida en la producción de aproximadamente un 3.33%. En cuanto al término independiente del modelo ( $\widehat{\alpha}_1$ ), si no existiese crecimiento en la economía, la tasa de desempleo aumentaría un 0.3% cada trimestre. Como ya sabemos, la lectura de la pendiente del modelo es la inversa al coeficiente de Okun, relaciona el efecto de la producción sobre el desempleo.
- Ley de Okun II: En este modelo resulta interesante atender al valor que Okun obtuvo de la constante,  $\widehat{\alpha}_2 = 3,72$ , la cual representa cuál es la tasa de desempleo

relativa a condiciones potenciales, es decir, cuando la brecha de producción es nula, y cabe destacar que es muy cercana al 4%, dato que Okun consideró de partida<sup>9</sup>. Por otro lado, en cuanto al coeficiente inverso de la pendiente (coeficiente de Okun  $\rightarrow \widehat{\gamma}_2$ ), éste prevé que por cada 1% adicional de desviación de la tasa de paro respecto de la tasa natural de desempleo, la brecha relativa a la producción es del 2,78%.

A modo resumen, se observa, que para las tres especificaciones propuestas por Okun (ver los resultados de la versión 3 al final del Anexo I), los valores de los coeficientes estimados son muy similares, estando comprendidos entre un 0.30 y 0.40, lo que le llevó a sintetizar las relaciones entre ambas variables en la siguiente ecuación:

$$Y_t^p = Y_t [1 + 0.032 (U_t - 4)]$$

$$\text{O lo que es lo mismo, } U_t - 4 = \frac{1}{0,0032} \left( \frac{Y_t^p}{Y_t} - 1 \right)$$

Las versiones 1 y 3 resultan más atractivas debido a que en su uso se evita la estimación del producto potencial<sup>10</sup>.

### 3. CRÍTICAS A LA LEY DE OKUN EN SU VERSIÓN ORIGINAL

Como ya se ha expuesto anteriormente, los resultados obtenidos por Okun en su estudio tuvieron una gran repercusión, hasta el punto de utilizarse para evaluar políticas económicas en los Estados Unidos. De hecho, gracias a su gran impacto, la versión inicial de la Ley ha sido objeto de cuantiosos debates y numerosas críticas. En este apartado resulta de interés indicar alguna de las reformulaciones y críticas del trabajo propuesto por Okun, agrupando la información en los siguientes cinco apartados:

---

<sup>9</sup>Ante la imposibilidad de cuantificar el nivel de desempleo coexistente con la producción potencial, asumió la hipótesis generalizada de que la tasa de paro debía situarse en torno al 4% anual y estableció una tasa constante de crecimiento potencial,  $g^{yp}=3,5\%$

<sup>10</sup>Por lo general, el nivel potencial de producto de una economía se calcula a partir de la desviación del PIB real de su tendencia a lo largo del tiempo.

### **3.1. INTERPRETACIÓN DE LOS PARÁMETROS DE POSICIÓN**

Okun, en su búsqueda por conocer cuál era la dependencia entre las variables producto y desempleo, no estableció al especificar las tres versiones de su ley, una relación de causalidad clara entre éstas<sup>11</sup> e interpretó los valores de las regresiones producto-desempleo en ambos sentidos, ya que utilizó el valor inverso del parámetro para explicar la influencia del desempleo sobre la producción.

En este sentido, Barreto y Howland (1993), en base a fundamentos econométricos, consideraron que la literatura alrededor de la Ley de Okun presentaba errores en las regresiones y por ello, criticaron el uso del valor inverso del coeficiente estimado para indicar la dimensión del efecto de una variable sobre otra en sentido contrario al estimado, además, demostraron que sería un estimador sesgado, el cual ha generado mucha confusión y problemas de sobrestimación en los parámetros. Estos autores afirman que el coeficiente tiene una sola lectura, la correspondiente al modelo especificado, puesto que, al margen de la cuestión teórica de relación causal, se deben concretar la variable dependiente y las explicativas en función de los objetivos de explicación y/o predicción establecidos. En consecuencia, señalan que Okun cometió un error al asumir que la relación inversa entre producto y desempleo es la misma sin importar cuál sea la variable que se utilice como dependiente.

### **3.2. ESPECIFICACIÓN DEL MODELO**

#### **3.2.1. Forma funcional**

Otra de las críticas a la versión original de la Ley de Okun tiene que ver con la forma funcional de los modelos que Okun construyó. Muchos autores se hicieron la siguiente pregunta: ¿Es simétrica la relación entre el ciclo económico y el desempleo cíclico?

Desde un punto de vista teórico existen razones para pensar que la relación entre el ciclo económico y las desviaciones del desempleo de su valor estructural no es simétrica; es decir, que las expansiones y las recesiones en la producción tienen un efecto diferente

---

<sup>11</sup> Okun partía del supuesto de que la tasa de paro era considerada la variable dependiente del modelo, mientras que, la tasa de crecimiento del producto se consideraba exógena, asumiendo, a priori, una relación causal unidireccional Crecimiento → Desempleo. Sin embargo, Okun quería conocer la influencia del desempleo sobre el crecimiento del producto y para ello utilizó el valor inverso al parámetro estimado en la regresión, siendo esta estimación errónea.

sobre el desempleo. En este sentido, numerosos trabajos concluyen que puede no ser apropiado intentar resumir en un único coeficiente la relación entre el ciclo de la producción y el del desempleo.

Palley (1993), fue uno de los primeros autores que investigó (con cifras de los Estados Unidos) si los periodos de crecimiento y recesión provocaban una relación de asimetría entre las variables, para ello, incluyó en el modelo variables ficticias con el fin de evaluar el efecto del crecimiento de la producción en la tasa de desempleo, distinguiendo si se trataba de un crecimiento positivo ( $g_t^Y > g^{Yp}$ ) o negativo ( $g_t^Y < g^{Yp}$ ). Su estimación dio lugar a valores de la relación muy dispares según el ciclo económico de Estados Unidos, obteniendo incrementos de la tasa de paro en épocas de recesión muy superiores a las reducciones motivadas por un crecimiento económico (0,61 y 0,23 respectivamente). Sin embargo, en el estudio realizado por Lee (2000) de 16 países de la OCDE se obtuvo que se reduce más el desempleo cuando la economía se encuentra en época de expansión que lo que aumenta cuando está en recesión.

Finalmente, detallar que el trabajo de Virén (2001) también contrasta la hipótesis de simetría en la ley de Okun para un panel de países de la OCDE, encontrando evidencia de asimetría para casi todos los países considerados, y en particular para España.

En resumen, lo expuesto en los párrafos anteriores evidencia que optar por una relación lineal entre las variables producto y desempleo, como en el caso de las dos primeras versiones de Okun, es erróneo, al afectar el valor que toma el crecimiento económico en la estimación de los parámetros del modelo, ya que la incidencia en el desempleo es desigual.

### **3.2.2. Especificación estática-especificación-dinámica**

La versión tradicional de la Ley de Okun, en sus dos primeras versiones, estima el coeficiente de Okun considerando que las variables no se relacionaban a través del tiempo, es decir explicativa y endógena se relacionan contemporáneamente. Igualmente, tampoco incluye en los modelos la variable endógena retardada. En contraposición, la Teoría Económica sugiere, que en la mayoría de los casos, las relaciones entre las variables son dinámicas, por ejemplo, autores como Barbancho (1976), Christ (1957) y Chakravarty (1959) coinciden en considerar que el factor que introduce en el modelo el carácter dinámico es la inclusión de la endógena retardada, pero debe observarse que otros autores como Timbergen (1956) y Markshak (1950) no están de acuerdo con esta

visión y para éstos, basta con que una variable esté referida a diversos periodos de tiempo (sea endógena o exógena) para que el modelo adquiera dinamismo.

Weber (1995) reformuló la Ley de Okun II, modelo en brechas, y estimó una especificación dinámica con 2 y 4 retardos. Las brechas de la tasa de paro y la producción se obtuvieron identificando el componente tendencial<sup>12</sup> de cada serie con las predicciones obtenidas al estimar las ecuaciones a largo plazo de la tasa de paro y la producción.

Si tomamos la definición de Blanchard y Quah (1989), en la que cada variable queda explicada por sus propios retardos y por los del resto de las variables explicativas, podemos redefinir las dos primeras versiones de la ley original de Okun asumiendo un comportamiento dinámico, el cual, por un lado, permita captar tanto el carácter parsimonioso en el ajuste de las variables, como la inercia en su comportamiento y, por otro, recoja la tendencia de las series no captada por la variable referida al crecimiento. Por ende, las expresiones de las dos primeras versiones, asumiendo dinamismo, se pueden reformular de la siguiente forma:

Modelo en diferencias:  $\Delta U_t = \alpha_1 + \sum_{i=0}^{p_1} \beta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{p_2} \delta_i \Delta U_{t-i} + \varepsilon_t$

Modelo en brechas:  $GAP_{TD_t} = \alpha_1 + \sum_{i=0}^{p_2} \beta_i GAP_{TD_{t-i}} + \sum_{i=0}^{p_1} \delta_i GAP_{PIB_{t-i}} + \varepsilon_t$

Dónde:  $\Delta U_t = U_t - U_{t-1}$ ;  $GAP_{TD_t} = TD_t - TD_t^p$  es la brecha de la tasa de desempleo;  $GAP_{PIB_t} = \frac{PIB_t^p - PIB_t}{PIB_t}$  es la brecha del producto y  $p_1$  y  $p_2$  son los órdenes de retardos óptimos, los cuales, tratan de recoger toda la inercia de las series no capturada por la variable explicativa, de manera que el término del error sea considerado ruido blanco.

### 3.2.3. Omisión de variables relevantes

¿El desempleo sólo viene explicado por variaciones en el PIB?, estudios posteriores a la Ley de Okun han demostrado que no. Dichos estudios han evidenciado la significatividad de otras variables a la hora de explicar el comportamiento del desempleo.

Friedman y Watcher (1974) señalaron que la esencia de la ley de Okun consistía en eliminar de la función de producción todas las variables excepto la tasa de paro y la tendencia temporal, procedimiento justificable sólo si éstas variables eran a su vez

---

<sup>12</sup> Se denomina tendencia de una serie temporal al comportamiento de la misma en el largo plazo.



funciones de la tasa de paro y la tendencia. Por otro lado, cabe destacar el estudio realizado por Gordon (1984) donde se consideran nuevas variables económicas<sup>13</sup> para estimar la producción desde el primer trimestre de 1951 hasta el tercero de 1979, y contrastar el efecto del desempleo a corto y largo plazo mediante una ecuación autorregresiva con retardos.

Prachowny, 1993, argumentó que el motivo del elevado coeficiente obtenido por Okun radicaba en haber omitido algunas variables relevantes. Para explicar esta deficiencia especifica un modelo<sup>14</sup> cuyas nuevas variables exógenas son el capital disponible, la capacidad utilizada y la jornada laboral media obteniendo, por un lado, un valor del coeficiente de Okun de 0,619 y por otro, significatividad en las nuevas variables introducidas, ya que aceptó la hipótesis conjunta de que los coeficientes de éstas eran 0. Los resultados obtenidos por Prachowny restan validez a los que se derivan del estudio de Okun por la no inclusión de variables relevantes.

### 3.3. PERMANENCIA ESTRUCTURAL

Son abundantes los trabajos empíricos acerca de la ley de Okun que han manifestado la no estabilidad del coeficiente de Okun a lo largo del periodo muestral considerado, lo que en econometría se conoce como ruptura de permanencia estructural<sup>15</sup>. Algunos de estos trabajos, como el de Martín y Porras (2012)<sup>16</sup>, atribuyen el cambio estructural a la existencia de leyes laborales que dificultan, en algunos períodos más que en otros, que el ajuste del empleo sea posible. Atendiendo a las estimaciones para el caso de España

---

<sup>13</sup>Variables incluidas en el estudio: población activa, población empleada, jornada media laboral, producción y empleo agrícola y población en edad para trabajar.

<sup>14</sup>Resultado de la estimación del modelo especificado por Prachowny (1993):

$\Delta \ln \frac{Y}{Y^*} = -0,619 \Delta(U - U^*) + 0,950 \Delta \ln \frac{C}{C^*} - 0,045 \Delta \ln \frac{A}{A^*} + 0,677 \Delta \ln L + 0,677 \Delta \ln \frac{h}{h^*} \rightarrow$  las variables con asterisco denotan los valores tendenciales.

<sup>15</sup>La permanencia estructural conforma una de las 10 hipótesis básicas que ha de cumplir un buen modelo econométrico y supone que los valores de los parámetros permanecen inalterados a lo largo (series temporales) y a lo ancho (corte transversal) de la muestra seleccionada. Si esta hipótesis se incumple hablamos de ruptura de la permanencia estructural.

<sup>16</sup>Deja patente la inestabilidad de los coeficientes de Okun de las comunidades autónomas en España mediante el estudio de dos submuestras temporales (1981-1995 y 1996-2010), que muestra un incremento en la sensibilidad del desempleo a los cambios económicos en el segundo periodo. Se obtuvo que en la primera mitad los coeficientes de Okun fluctuaban entre -0,15 y -0,9 (Castilla y León y Cataluña respectivamente), mientras que en la segunda mitad oscilaban entre -0,65 y -1,12 (La Rioja y Murcia respectivamente).

éstas exponen que el país registra una alta sensibilidad de la tasa de desempleo respecto al producto, lo cual es sorprendente, debido a que España está clasificado dentro de los países de la Unión Europea como perteneciente al grupo de países con altos niveles de rigidez en su mercado laboral por sus normativas de protección al empleo (González Mínguez y Vaca, 2007, pp. 75), por consiguiente, existen otros factores añadidos a la legislación laboral que ocasionan cambios en el tiempo entre la relación de la tasa de desempleo y el producto. El estudio de Martín y Porras demuestra que las leyes laborales, en el caso español, no pueden ser la única variable que explique el cambio del parámetro a través del tiempo, ya que, todo el territorio se rige por la misma ley en materia de empleo.

Por último, cabe recordar la ya mencionada asimetría de la relación en períodos de crecimiento y de recesión económica, cuya existencia, también verifica la ruptura de permanencia estructural

### **3.4. METODOLOGÍA Y TÉCNICA UTILIZADA**

Con el paso del tiempo han ido surgiendo métodos, procedimientos y técnicas más avanzadas en el campo de la econometría que han conseguido superar las limitaciones que presentaba el procedimiento original que Okun planteó, logrando gracias a ello estimaciones más consistentes y fiables. Las especificaciones de la ley se han ido flexibilizando para, entre otras muchas cosas, incorporar otras variables, modular la intensidad de la respuesta al horizonte temporal, incorporar asimetrías o agregar dinamismo al modelo.

Entre las innovaciones metodológicas que se han ido incorporando al estudio original de la Ley se encuentran, por ejemplo, el uso de series temporales y datos de panel, los contrastes de estabilidad, raíz unitaria y cointegración, los modelos dinámicos, tanto en su versión univariante, como en su versión multivariante de vectores autorregresivos (VAR) usada en estudios como el de Gordon (1984), el modelo de corrección del error (MCE), utilizado por ejemplo en Harris y Silverstone (2001) o los modelos de regresiones aparentemente no relacionadas (SUR).

## 4. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Desde su primera formulación y hasta nuestros días, han ido surgiendo multitud de versiones sobre la ley de Okun, y se ha recurrido a ella en un gran número de estudios macroeconómicos. Como se ha ido aludiendo a lo largo del trabajo, existen muchos autores, tanto a nivel internacional como nacional, cuyo propósito ha sido el de estimar y cuantificar la relación existente entre el ciclo productivo y las desviaciones del desempleo respecto a su nivel natural, dentro del marco teórico de la Ley de Okun.

Por consiguiente, en este apartado se va a hacer un repaso de los trabajos de algunos de los autores que profundizaron en el estudio de esta Ley durante los últimos 54 años, con el fin de conocer los distintos resultados en función, por ejemplo, de las muestras, países o métodos elegidos. En primer lugar, se exponen los trabajos a nivel internacional y en segundo lugar, se hace un repaso a la bibliografía nacional, haciendo hincapié, en ambos casos, en aquellos cuyo estudio se centra en la versión 2 de la ley de Okun.

### 4.1. LITERATURA INTERNACIONAL

- Freeman (2000), lleva a cabo un estudio en el que estima los valores del coeficiente de Okun para diversas regiones de los Estados Unidos<sup>17</sup> y para el conjunto nacional<sup>18</sup>, haciendo uso en ambos casos del siguiente modelo econométrico:

$$Y_t - Y_t^p = \beta(U_t - U_t^p)$$

Para llevar a cabo su informe hace una lectura distinta de la Ley de Okun en brechas, ya que considera el cálculo de la brecha de producción y desempleo como la diferencia entre la serie en cuestión y su tendencia. Utiliza dos filtros diferentes para el cálculo de la tendencia, uno es el filtro Baxter y King (1995) y el otro, una tendencia cuadrática, para poder después contrastar los resultados obtenidos a través de ambos métodos. Los resultados que Freeman obtuvo, en cuanto a las estimaciones regionales, muestran que el valor del coeficiente de Okun difiere sustancialmente dependiendo del filtro utilizado, mientras que el

---

<sup>17</sup>Utiliza datos regionales desde 1977 hasta 1997.

<sup>18</sup>Para el conjunto nacional utiliza series de datos desde 1959 hasta 1998.

valor de la estimación del coeficiente para el conjunto nacional se mantiene en torno a -2 con independencia del filtro utilizado para obtener la tendencia.

- Knotek (2007), se ocupó de estudiar si las Leyes de Okun eran eficaces a la hora de predecir la evolución de la economía y, para ello, recopila datos de la economía norteamericana que van desde 1985 hasta 2005, utilizando para su análisis la versión original de “gaps”, es decir, estática y su adaptación dinámica. Por un lado, establece que las especificaciones dinámicas de la Ley son más exactas que las estáticas que Okun propone y, por tanto, éstas pueden ser utilizadas para predecir periodos mayores. Por otro lado, estudia la existencia de permanencia estructural y concluye que el coeficiente no se mantiene constante a lo largo del periodo de estudio puesto que, su comportamiento depende de si la economía se encuentra en periodo de expansión o recesión, siendo este fenómeno conocido como asimetría de la Ley de Okun, el cual ya se ha expuesto en apartados anteriores.
- Lal et al. (2010), llevan a cabo un análisis de la especificación de la Ley de Okun en brechas para distintos países asiáticos, en concreto, Pakistán, Bangladesh, India, Sri Lanka y China, acotando su estudio al periodo 1980-2006. Realizan la estimación mediante el método de mínimos cuadrados ordinarios y la conclusión más relevante que obtienen es que los coeficientes de Okun no son significativos para los países seleccionados, exceptuando Bangladesh. Esta solución les lleva a pensar que la especificación objeto de estudio no sirve a la hora de analizar países emergentes con gran variabilidad en sus niveles de producción y empleo, lo cual, ya advirtió Okun. Éste explicó que otras variables no seleccionadas en su estudio, como la tecnología o las horas realizadas por trabajador influían en el PIB y el desempleo, aunque su omisión afectaba de manera distinta en función del tipo de economía con la que contaba el país que se quería analizar, puesto que, en países desarrollados cuyas economías son sólidas omitir variables relevantes no causa problemas significativos y la Ley sigue siendo admitida, mientras que para las economías de países emergentes, donde se producen grandes cambios tecnológicos, omitir variables relevantes suele tener un efecto considerable, invalidando las leyes de Okun.
- Sögner y Stiassny (2002), desarrollan un trabajo donde estiman los coeficientes de Okun para 12 países de la Unión Europea, Estados Unidos, Japón y Canadá,

para ello, realizan una transformación del modelo en brechas original, la cual consiste en introducir en la especificación el primer retardo del nivel de producción del siguiente modo:

$$\Delta U_t = a_0 + a_1 \Delta Y_t + a_2 \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

La finalidad del estudio es conocer el efecto que producen las variaciones del crecimiento de la producción actual y retardada en la tasa de desempleo. Los resultados que obtienen los autores muestran una gran variabilidad en los valores del coeficiente de Okun para los distintos países estudiados<sup>19</sup> y consideran que las causas de la disparidad son las diferentes leyes laborales que rigen cada país. Además, Sögner y Stiassny, estudian la estabilidad de los coeficientes de Okun para los países que comprenden la muestra y concluyen, por un lado, que, Austria, Bélgica, Canadá, Italia y Estados Unidos presentan casi al 100% una estabilidad total del coeficiente<sup>20</sup>, mientras que, para el resto de los países se obtiene que el coeficiente de Okun tiende a una tendencia decreciente en el tiempo.

#### 4.2. LITERATURA NACIONAL

- Belmonte y Polo (2004) establecen distintos modelos sobre la ley de Okun, a partir de datos recogidos en el Instituto Nacional de Estadística (INE). Utilizan las siguientes dos series de datos: la primera desde 1976:3-1998:4 en base 1986 y la segunda desde 1980:1-2001:4 en base 1995. Atendiendo a los resultados del modelo en brechas, los autores obtienen un coeficiente estimado de -0,98 para la primera serie de datos y de -0,74 para la segunda, lo que significa que en el segundo periodo muestral el desempleo depende en menor medida de las variaciones en la producción.
- Leal, Pérez y Rodríguez (2002) realizan un análisis cíclico comparativo de la producción y el desempleo entre España y Andalucía durante el periodo 1985–2000 utilizando datos trimestrales y estiman una variante de la ley de Okun de

---

<sup>19</sup>Los coeficiente más bajos los tienen Japón (-0,12) y Austria (-0,15), mientras que en el otro extremo se encuentran Finlandia (-0,61) y Holanda (-0,82), los cuales muestran la mayor dependencia entre la tasa de desempleo y las variaciones de la producción.

<sup>20</sup>Este resultado contrasta con los obtenidos por Knotek (2007), donde se expone que el coeficiente de Okun para la economía de Estados Unidos varía a lo largo de los años.

“gaps”. Los resultados arrojan las siguientes conclusiones: en primer lugar, se demuestra la relación negativa entre el ciclo económico y la evolución cíclica del desempleo, en segundo lugar, la tasa de desempleo es más sensible a cambios en la producción en el caso de España que en el de Andalucía, siendo los coeficientes obtenidos -1,38 y -0,95 respectivamente. Finalmente, el estudio refleja la existencia de una relación asimétrica entre las variables, la cual señala que cuando el componente cíclico de la producción es positivo, es decir, cuando la economía se encuentra en un periodo de expansión, el efecto sobre el desempleo es mayor que cuando este componente cíclico toma un valor negativo; en resumen, ante una misma variación de la producción, el desempleo se reduce más en épocas expansivas de lo que aumenta en épocas recesivas<sup>21</sup>.

- Pérez, Rodríguez y Usabiaga (2002), en la línea del trabajo anterior, estudian la relación dinámica entre el ciclo productivo y el ciclo de desempleo para Andalucía y España y estiman modelos VAR asimétricos, para ello, utilizan series trimestrales desde 1984 hasta 2000 con las que reformulan el segundo modelo propuesto por Okun: especificación en brechas. Los autores afirman que la influencia del ciclo del producto sobre el desempleo cíclico es mayor en España que en la Comunidad Autónoma de Andalucía. Por otro lado, el estudio manifiesta asimetría, ya que se reduce el desempleo en mayor medida en periodos de expansión de lo que aumenta en periodos de recesión. Además, mientras que en Andalucía es más significativo el parámetro contemporáneo, para el conjunto nacional tiene mayor relevancia el coeficiente de los retardos.
- Maza y Villaverde (2007) con datos sobre población activa y PIB obtenidos en el INE, estudian la economía española a nivel regional y para ello, realizan estimaciones de los coeficientes de Okun para todas las Comunidades Autónomas durante el periodo muestral que va desde 1984 hasta 2007, utilizando la técnica de panel de datos. La especificación utilizada en este trabajo es la versión en brechas de la ley de Okun, y los autores calculan la tendencia de la serie mediante dos métodos: el filtro Hodrick Prescott y la tendencia cuadrática, con el objetivo de comparar los resultados obtenidos entre sí. Los resultados más significativos son los siguientes: a) Para todas las

---

<sup>21</sup>Coeficientes en periodo de expansión: -1,15 en Andalucía y -1,82 en España; coeficientes en periodo de recesión: -0,74 en Andalucía y -1,37 en España.

Comunidades Autónomas los resultados no difieren significativamente en función del filtro utilizado para calcular la tendencia; b) El coeficiente estimado no es constante para todas las CC.AA.<sup>22</sup>; c) Para el conjunto nacional el valor del coeficiente sufre una variación mínima dependiendo del filtro utilizado, siendo -0,91 con el filtro HP y -0,96 para la tendencia cuadrática.

## 5. ESTUDIO EMPÍRICO

En los apartados anteriores se han tratado de exponer los aspectos más relevantes acerca de la Ley de Okun, y, en esta sección, algunos de ellos se van a poner en práctica con el fin de abordar el objetivo de este trabajo: calcular el coeficiente de Okun para Grecia, Portugal y España siguiendo el modelo teórico planteado por Okun en su versión en brechas.

Como se ha venido explicando a lo largo de todo el trabajo, y más concretamente en el punto anterior, la literatura relativa a esta Ley no termina de ser del todo concluyente e irrefutable. Por ejemplo, en el caso de España, hay estudios que no tienen en cuenta la producción y además, utilizan la tasa de actividad y no la de paro, como los trabajos de Virén (2001) y Riera (2001). Asimismo, hay autores que no tienen en cuenta las propiedades de las series temporales que utilizan, lo cual, puede repercutir en que si éstas no son las adecuadas los resultados obtenidos serán sesgados y no válidos, lo que ocurre en el trabajo de Leal *et al.*(2002). Si atendemos a la literatura internacional, algunos autores reformulan la Ley de Okun, por ejemplo, Freeman (2000) hace una lectura distinta de la versión en brechas y cambia los niveles potenciales por los tendenciales.

En relación con lo anterior, es lógico considerar que se trata de una Ley que presenta algunas limitaciones, las cuales derivan del no consenso por parte de los economistas, tanto en sentido metodológico, como teórico. Por ello, he querido trasladar los conocimientos econométricos adquiridos en el grado al estudio de la versión original del modelo en brechas que Okun planteó, sin realizar ninguna modificación del mismo con el fin de tener en cuenta algunos conceptos econométricos que Okun no consideró, por

---

<sup>22</sup>Valores extremos del coeficiente comprendidos entre el de Castilla-La Mancha (-1.41) y Asturias (-0.45)

ejemplo, el análisis de las series. Con la preparación que he conseguido tras cursar dos asignaturas de econometría en la carrera, soy consciente, de que no voy a poder llevar a cabo procedimientos complejos. También señalar, que la herramienta utilizada para el desarrollo de esta parte del trabajo ha sido Gretl ya que es el programa que se manejó en el grado.

### **5.1. DATOS A UTILIZAR: DESCRIPCIÓN Y TRATAMIENTO**

Las dos series necesarias para llevar a cabo este trabajo empírico han sido elaboradas por la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE). Se trata de series anuales de PIB (a precios constantes) y tasa de desempleo, para Grecia, Portugal y España, las cuales abarcan el periodo 1983-2014.

Antes de proceder al análisis de las series, ya que se trata de datos temporales y es un procedimiento obligatorio, se han llevado a cabo algunas transformaciones en las variables. Por un lado, se han tomado logaritmos a la variable PIB al tratarse de un procedimiento habitual cuando se trabaja con datos de series temporales. En este sentido, al transformar la variable en logaritmos, ante variaciones cercanas a cero, la primera diferencia del logaritmo de una variable es aproximadamente igual a la tasa de variación de la serie original. De este modo, si una variable en logaritmos es integrada de orden uno, la tasa de variación de la variable original es constante. Además, al tomar logaritmos se elimina la variabilidad, si la hubiera, consiguiendo la estacionariedad en varianza tras una primera diferenciación.

Por otro lado, dado que el objetivo es estimar la versión en brechas de la Ley de Okun, es necesario conocer cuál es el nivel potencial de producto y la tasa de desempleo asociada a éste (tasa de paro natural). La literatura acerca de este tema presenta algo de controversia y polémica, ya que no se ha dado con el mejor método para medir la producción potencial. Se han desarrollado numerosas metodologías para calcular la producción potencial de un país, sin embargo, dado que ésta no es observable, no es posible conocer con precisión la magnitud de los errores asociados con estimaciones de la brecha de producción, y por ende, determinar cuál es la técnica más precisa. Todas las metodologías propuestas llevan a resultados de alguna manera diferentes; muchas de las diferencias vienen explicadas por comparar series con intervalos de tiempo distintos, puesto que no es lo mismo analizar datos mensuales, trimestrales o anuales.



Grant (2002) propone que una forma de cuantificar los valores potenciales de las variables es analizar los movimientos cíclicos de los valores observados, los cuales muestran oscilaciones en forma de cimas y valles; por tanto, estudiando la tendencia y el ciclo es posible obtener una serie con los niveles potenciales.

Uno de los métodos a los que más se recurre en la Ley de Okun a la hora de medir la producción potencial es el filtro de Hodrick-Prescott, el cual se aplica a la variable observada para extraer la componente tendencial y determinar de forma teórica los niveles óptimos. La propuesta desarrollada por Hodrick y Prescott (1962), parte de la idea de que el componente permanente del logaritmo natural de las series, debe variar suavemente, de manera que la tasa de crecimiento varíe poco, y además, que la componente cíclica, sea una desviación en torno a la componente permanente. Este método filtra el logaritmo natural de la serie, extrayendo la componente permanente, obteniendo la parte cíclica como el resultado de la diferencia, entre la serie y su componente permanente.

En este trabajo, la técnica previamente explicada, ha sido la que se ha utilizado para conocer la componente cíclica del PIB y la tasa de desempleo, puesto que se trata de un método fácil de implementar y además, calcula directamente las variables necesarias para estimar la versión en brecha: los ciclos.

En los gráficos A1, A2 y A3 se representan la descomposición de la tasa de paro y la del PIB en ciclo y tendencia, para Grecia, Portugal y España respectivamente (ver Anexo II).

En esta parte empírica se han dado nombre a las 6 series de la siguiente manera:

- CDPR=ciclo tasa de desempleo Portugal y CIPBPR= ciclo PIB Portugal
- CDSP=ciclo tasa de desempleo España y CIPBSP=ciclo PIB España
- CDGR= ciclo tasa de desempleo Grecia y CIPBGR=ciclo PIB Grecia

## **5.2. ANÁLISIS DE LAS SERIES: PROPIEDADES ESTOCÁSTICAS<sup>23</sup>**

En este trabajo se estudia la relación entre las brechas de dos variables temporales, PIB y tasa de desempleo, y por este motivo se ha considerado oportuno e interesante conocer

---

<sup>23</sup>Un proceso estocástico se describe como una secuencia de datos que evolucionan en el tiempo. Las series temporales se definen como un caso particular de los procesos estocásticos.

qué características poseen las series temporales antes de comenzar con el análisis empírico (ver Anexo III).

Asimismo, se va a continuar con el análisis del tipo de proceso que siguen las series cíclicas de PIB y desempleo para Grecia, Portugal y España. Las propiedades univariantes de las variables se van a analizar mediante los gráficos de las series, las funciones de autocorrelación y los contrastes de raíces unitarias, todos ellos métodos para la identificación del proceso que sigue una serie. Los dos primeros, ayudan a vislumbrar y extraer una primera opinión acerca del comportamiento de la variable, y con la técnica de los contrastes se puede arrojar una conclusión definitiva, es decir, se puede asegurar si el proceso es estacionario o no, además de su orden de integración.

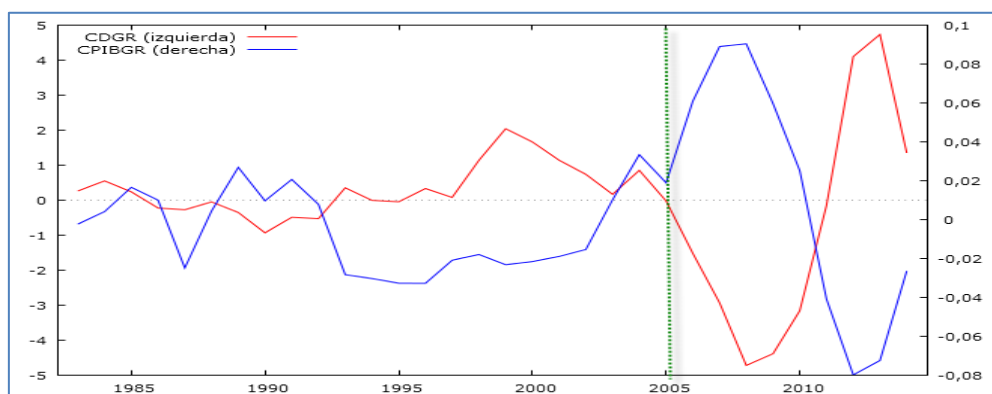
Teóricamente, los ciclos, se diferencian de las demás fluctuaciones de la economía en que son recurrentes, no tienen duración fija, no presentan componente estacional, son más largos que otras fluctuaciones como las coyunturales y estacionales, reflejan los cambios de la economía a lo largo del tiempo y además, oscilan en torno a una media cero. Se puede concluir por esto, que se trata de un proceso estacionario, aunque en los apartados siguientes se va a proceder a constatarlo.

### **5.2.1. Gráfico temporal de las series**

Se ha plasmado en un mismo gráfico el comportamiento a lo largo del tiempo de las dos series, para cada uno de los países. Los resultados evidencian un comportamiento contracíclico, puesto que, como es conocido, el producto y el desempleo se relacionan de forma inversa.

Esta primera herramienta descriptiva en análisis de series temporales muestra que, quizá, la brecha del PIB y de la tasa de paro en Grecia sean series con comportamiento no estacionario en varianza. Para el caso de Portugal y España es claro que los ciclos de ambas variables son procesos estacionarios ya que la dispersión tiene una conducta muy similar para todas las observaciones. Al tratarse de variables cíclicas, las series para todos los países no presentan componente tendencial ni estacional, lo cual se puede observar en los gráficos.

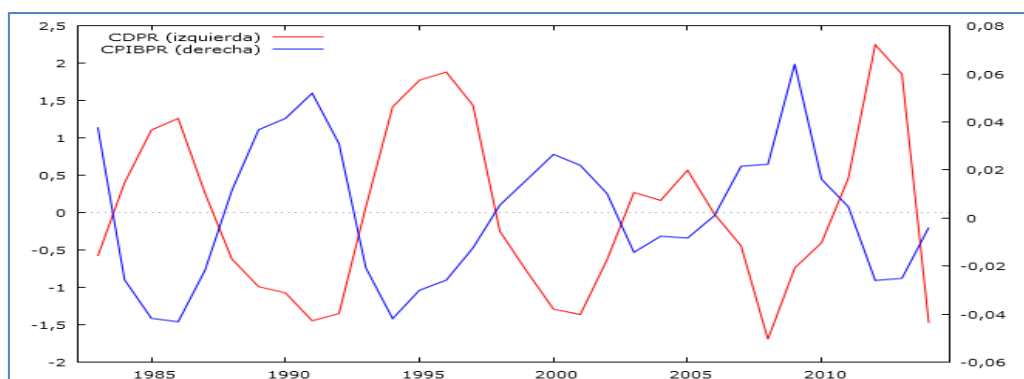
*Grafico 5.1. Evolución de los ciclos del PIB y la tasa de desempleo: Grecia*



*Fuente: Elaboración propia*

*CDGR=ciclo de la tasa de paro en Grecia y CPIBGR=ciclo del PIB en Grecia.*

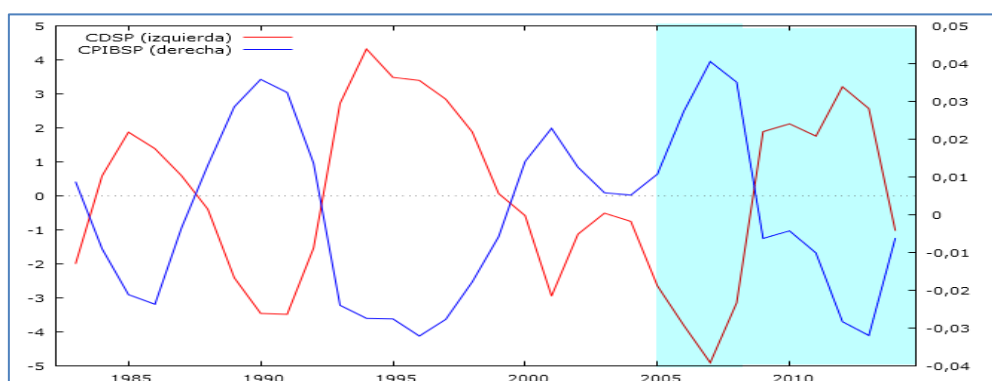
*Grafico 5.2. Evolución de los ciclos del PIB y tasa de desempleo: Portugal*



*Fuente: Elaboración propia*

*CDPR=ciclo de la tasa de paro en Portugal y CPIBPR=ciclo del PIB en Portugal*

*Grafico 5.3. Evolución de los ciclos del PIB y tasa de desempleo: España*



*Fuente: Elaboración propia*

*CDSP=ciclo de la tasa de paro en España y CPIBSP=ciclo del PIB en España*

### 5.2.2. Funciones de autocorrelación→ Correlograma

Continuado con el análisis de las series de tiempo, las funciones de autocorrelación simple (FAC)<sup>24</sup> y parcial (FACP)<sup>25</sup> juegan un papel importante en el análisis de los datos, pudiendo ser representadas a través de un correlograma. El uso de estas funciones se introdujo como parte de la metodología de Box-Jenkins<sup>26</sup>.

El primer valor de la FAC y FACP de cualquier proceso estocástico coincide y es igual a la unidad. En procesos estacionarios, ambas funciones decaen rápidamente hacia cero conforme aumenta el lapso temporal de separación ( $k$ ), mientras que en procesos integrados la FAC decrece lentamente a partir de un valor inicial próximo a la unidad, y la FACP se anula para órdenes “ $k$ ” superiores a uno, en el que adopta un valor también próximo a la unidad.

Una vez expuestos los conceptos teóricos, se va a proceder a comprobar qué información nos dan las funciones de autocorrelación a través de su correlograma, pudiendo así arrojar una segunda apreciación acerca de las características que tienen las series.

Para los tres países, el correlograma de ambas variables permite distinguir un comportamiento similar. A partir del primer retardo, las FAC decrecen rápidamente hacia cero, síntoma que indica que los ciclos del PIB y de la tasa de paro son estacionarios.

Se observa un comportamiento cíclico en las FAC, característica esperada tratándose de una serie cíclica, siendo los primeros retardos positivos y luego negativos, volviéndose a repetir este comportamiento una y otra vez hasta el final de las observaciones. Esta conducta es más visible en las series de PIB y tasa de desempleo de Portugal.

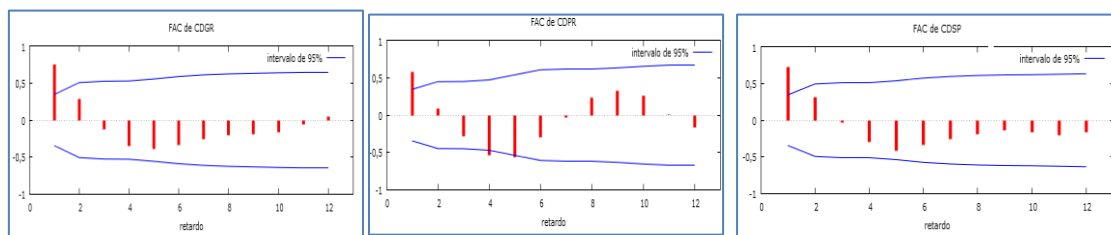
---

<sup>24</sup>Se entiende por FAC a los sucesivos coeficientes de correlación ( $\rho_k$ ) de distintos órdenes, de una variable con ella misma, desfasada diferentes órdenes o períodos. Esta función muestra el efecto acumulado del pasado de la serie en el presente ya que tiene en cuenta los efectos intermedios.

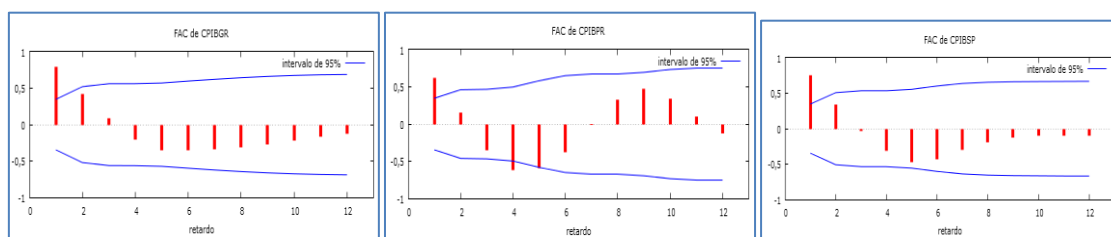
<sup>25</sup>En cuanto a la FACP, se define, para cada instante  $t$  y cada periodo  $k$ , como la interrelación entre las variables  $Z_t$  y  $Z_{t-k}$ , eliminando la dependencia creada por los retardos intermedios.

<sup>26</sup>En el análisis de series de tiempo, la metodología de Box-Jenkins, nombrada así en honor a los estadísticos George E. P. Box y Gwilym Jenkins, se aplica a los modelos autorregresivos de media móvil (ARMA) o a los modelos autorregresivos integrados de media móvil (ARIMA) para encontrar el mejor ajuste de una serie temporal de valores, a fin de que los pronósticos sean más acertados.

*Grafico 5.4. Funcion de autocorrelación simple del ciclo de la tasa de desempleo y PIB para Grecia, Portugal y España.*



*CDGR=ciclo de la tasa de desempleo de Grecia; CDPR=ciclo de la tasa de desempleo de Portugal y CDSP=ciclo de la tasa de desempleo de España*



*CPIBGR=ciclo de la tasa de desempleo de Grecia; CPIBPR=ciclo de la tasa de desempleo de Portugal y CPIBSP=ciclo de la tasa de desempleo de España*

Tanto los gráficos de series temporales como las funciones de autocorrelación han manifestado evidencias de que, para el caso de Portugal y España, las series presentan un comportamiento estacionario. En el caso de Grecia, aunque el gráfico de series temporales parecía mostrar que las series podían tener un comportamiento no estacionario en varianza, las FAC para ambas variables, rechazan esta idea en favor de proceso estacionario. A continuación, para emitir una conclusión final, se va a realizar el contraste de raíces unitarias.

### 5.2.3. Contraste de raíces unitarias

Después de haber dado una idea aproximada acerca del orden de integración de las series, pasamos a contrastar la no presencia de raíces unitarias con el objetivo de dar una mayor consistencia al análisis de series temporales. La relación entre raíz unitaria y orden de integración es la que sigue: cuando una serie es no estacionaria en media equivale a decir que presenta al menos una raíz unitaria, por tanto, el número de diferencias que habrá que tomar en la serie para convertirla en estacionaria en media viene dado, justamente, por el número de raíces unitarias que presenta la serie original.

Dickey y Fuller (1979) proponen una prueba para contrastar la presencia de raíces unitarias en series de tiempo, denominada prueba de Dickey-Fuller Aumentada (DFA),

según la cual, se contrasta la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria en la serie original frente a la alternativa de que ésta sigue un proceso autorregresivo de orden  $p$  [AR ( $p$ )] que es estacionario. Para contrastar esta hipótesis nula existen tres versiones distintas de la prueba, estimándose un modelo u otro, en función del componente determinístico incluido. Esto es un asunto importante, puesto que la distribución asintótica del estadístico del test bajo la hipótesis nula, depende de la inclusión o no que hagamos de los términos deterministas. Las tres versiones son las siguientes:

$$\begin{aligned} \text{a) } \Delta Y_t &= \mu_a + \beta_t + \delta_a Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_{ai} \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_{at} \\ \text{b) } \Delta Y_t &= \mu_b + \delta_b Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_{bi} \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_{bt} \\ \text{c) } \Delta Y_t &= \delta_c Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_{ci} \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_{ct} \end{aligned} \quad (7)$$

Siendo  $\varepsilon_{at}$ ,  $\varepsilon_{bt}$  y  $\varepsilon_{ct}$ , las perturbaciones aleatorias de cada modelo, las cuales tienen que ser esféricas (comportarse como ruido blanco  $\rightarrow \varepsilon_t \sim i.i. N(0, \sigma^2)$ ), es decir, han de ser independientes y estar idénticamente distribuidas con media cero y varianza constante,  $\sigma^2$ . Por otro lado,  $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$  (primeras diferencias de la serie), siendo  $Y_t$  la serie original que se quiere analizar.

Para las tres versiones, contrastar la hipótesis nula de presencia de raíz unitaria equivale a contrastar que el parámetro  $\delta$  toma valor cero<sup>27</sup>, expresándose de la siguiente forma:

$$H_0: \delta = 0; \text{ una raíz unitaria} \quad H_a: \delta < 0; \text{ serie estacionaria.}$$

El siguiente paso, partiendo de los modelos previamente especificados, consiste en estimarlos mediante MCO para conocer el valor de los coeficiente  $\delta_a$ ,  $\delta_b$  o  $\delta_c$  y después calcular los estadísticos correspondientes ( $\tau$ ,  $\tau_\tau$  y  $\tau_\mu$ , respectivamente) con el fin de contrastar la hipótesis nula de raíz unitaria. Los valores críticos asociados a las distribuciones de cada estadístico fueron simulados por Dickey y Fuller para una

---

<sup>27</sup>La prueba de Dickey-Fuller Ampliada es una extensión de la prueba de Dickey-Fuller. En DF los autores asumen que el modelo sigue un proceso autorregresivo de orden 1:  $Y_t = \mu + \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t$ , donde  $\rho$  es el coeficiente de autocorrelación. Analizar la presencia de raíces unitarias en DF equivale a contrastar si  $\rho$  es igual o menor a la unidad. Tomando diferencias, el modelo anterior se convierte en:  $\Delta Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$ , donde  $\delta = \rho - 1$ , por lo que teniendo en cuenta el contraste anterior, esta vez se comprueba si  $\delta$  es igual o menor a cero. El siguiente paso hasta llegar al test de DFA es considerar que existen otros esquemas de autocorrelación, además del AR (1), por lo que se añaden al modelo términos diferenciados de la variable dependiente:  $\Delta Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$ .

selección de distintos tamaños muestrales, dicha simulación fue ampliada posteriormente por MacKinnon (1991)<sup>28</sup>.

Después de haber expuesto el funcionamiento del contraste de Dickey-Fuller Aumentado se va a continuar presentando los resultados del mismo para cada una de las series en una tabla. Antes mencionar, que este test se ha realizado sin constante ni tendencia. No se han incluido ninguna de las dos componentes deterministas por dos motivos ya conocidos: ninguna de las series tiene deriva y, además, fluctúan en torno a una media cero al tratarse de variables cíclicas. El modelo sobre el que se realiza este contraste es el c de la ecuación 7. (Ver Anexo IV).

*Tabla 5.1. Resultados del contraste de raíces unitarias Dickey-Fuller Ampliado*

	CDGR	CPIBGR	CDPR	CPIBPR	CDSP	CPIBSP
Estadístico DFA	-5,16(1)	-3, 26(1)	-4,83(1)	-5,56 (2)	-3,61 (1)	-3,74 (1)

*Nota: Los valores críticos para el modelo sin constante son: -1,94;- 2,01 y -2,2, al 1%, 5% Y 10% respectivamente. Son los valores críticos de MacKinnon, J. G. (1996) "Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests", Journal of Applied Econometrics 11: 601-618- (referenciada en el Gretl).*

*Los valores que aparecen entre paréntesis son los retardos óptimos incluidos en el contraste de DFA.*

*CDGR=ciclo tasa de desempleo en Grecia y CPIBGR= ciclo PIB en Grecia; CDPR=ciclo tasa de desempleo en Portugal y CPIBPR= ciclo PIB en Portugal; CDSP=ciclo tasa de desempleo en España y CPIBSP= ciclo PIB en España*

A continuación, se van a explicar los resultados recogidos en la tabla 5.1:

Todos los valores de los estadísticos de DFA son negativos y resultan ser inferiores a su correspondiente valor crítico al 5% de nivel de significación. En consecuencia, para los tres países analizados (Portugal, España y Grecia) todos los valores obtenidos de los contrastes de DFA, utilizando el modelo sin componentes deterministas, rechazan la hipótesis nula de una raíz unitaria al 5% de nivel de significación. Por tanto, podemos concluir que todas las series son estacionarias, tal y como se esperaba. Es decir, tanto el ciclo de la tasa de desempleo como el del PIB son variables estacionarias, esto es  $I(0)$ .

Hay que señalar, que en todos los casos, en primer lugar, se utilizó el Criterio Informativo de Akaike para establecer el número óptimo de retardos, comprobando la

<sup>28</sup>En McKinnon (1991) se presenta la formulación que permite calcular los valores críticos para cualquier tamaño muestral. Estas son las tablas que se utilizan para calcular los valores críticos del test DF y DFA.

significatividad individual de los retardos incluidos. En segundo lugar, aquellos que no resultaban estadísticamente significativos se eliminaban, y se volvía a realizar el contraste de DFA con aquellos retardos significativos, escogiendo, por este orden, o el criterio del estadístico  $t$  o BIC, hasta seleccionar el número óptimo de retardos mediante aquel criterio en el que los retardos escogidos resultaban significativos y asegurando que el modelo en cuestión no presenta problemas de autocorrelación.

### **5.3. ESTIMACIÓN DE LA LEY DE OKUN: VERSIÓN EN BRECHAS**

Tras haber concluido que todas las series son estacionarias, se estima la versión brecha de la ley de Okun para cada uno de los tres países considerados en el presente trabajo. En los gráficos 5.1, 5.2 y 5.3 se observa la relación cíclica entre la brecha de producción y las desviaciones del desempleo respecto a su nivel estructural, poniéndose de manifiesto la relación negativa entre la brecha de la producción y la del empleo.

En el caso de Grecia (gráfico 5.1.) se observan diferentes patrones cíclicos a lo largo del periodo de estudio considerado. La serie muestra ciertas diferencias en la amplitud de los ciclos antes y después del año 2005. En la primera submuestra la duración de los ciclos es bastante más larga (7 años aproximadamente) que el segundo periodo (menos de 5 años). Además, la magnitud del ciclo en el primer periodo es bastante más reducida que en el segundo. Algo parecido, aunque bastante menos acusado, se observa en el caso de España y Portugal. Atendiendo a Portugal (gráfico 5.2.), se observa que el periodo que marca la diferencia con respecto al resto es el situado entre el año 1998 y 2008. Mientras que para España (gráfico 5.3) se destaca el periodo 1999-2005 donde se observan magnitudes más pequeñas y ciclos más cortos.

Estas observaciones invitan a plantear todo el análisis que se realiza a continuación, dividiendo la muestra en dos submuestras. Sin embargo, parece más correcto estimar primero el modelo para toda la muestra y luego, comprobar si hay cambio estructural mediante el uso del contraste de Chow.

A continuación, para cada uno de los tres países considerados, se estima por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), la siguiente regresión:



$$CD_t = \alpha + \beta(CPIB_t) + \varepsilon_t^{29}. \quad (8)$$

Dónde:  $CD_t = TD_t - TD_t^p$  y  $CPIB_t = \log(PIB_t^p) - \log(PIB_t)$

Una vez estimado el modelo por MCO, el procedimiento habitual en econometría antes de comenzar con la interpretación de los parámetros, es comprobar que la perturbación aleatoria del modelo se comporta como ruido blanco, es decir, cumple las hipótesis básicas de no autocorrelación, homocedasticidad y normalidad. Sólo si la perturbación cumple estas hipótesis se puede garantizar que los estimadores MCO del modelo son lineales, insesgados, óptimos y consistentes.

Los resultados de la estimación de la regresión anterior (8), para Grecia, Portugal y España, aparecen recogidos las tablas 5.2, 5.3 y 5.4 respectivamente.

En este sentido, como se ha comentado en los párrafos anteriores, antes de interpretar los parámetros estimados, se debe someter al modelo a una batería de contrastes con el objetivo de analizar si supera la etapa de chequeo.

En primer lugar, la hipótesis de no autocorrelación serial de los residuos implica covarianzas nulas entre pares de perturbaciones, y para contrastarla se ha utilizado el test LM de Breusch- Godfrey (Trevor S. Breusch y Leslie G. Godfrey, 1988)<sup>30</sup>. Este contraste se utiliza para detectar la presencia de dependencia serial que no ha sido considerada dentro del modelo propuesto y es asintóticamente válido en presencia de variables dependientes retardadas, y suficientemente flexible como para considerar órdenes de correlación serial alternativos.

En segundo lugar, se contrasta la hipótesis de varianza constante a lo largo de toda la muestra, es decir, se comprueba si los residuos son homocedásticos. Al tratarse de series temporales, se ha utilizado el contraste de ausencia de heterocedasticidad autorregresiva

---

<sup>29</sup>Recordar, que al estar la variable PIB expresada en logaritmos,  $CPIB = \frac{Y_t^p - Y_t}{Y_t}$ .

<sup>30</sup>En primer lugar, estimamos por MCO el modelo, obteniendo una expresión del tipo:  $\hat{Y}_t = \hat{\beta}X_t + \hat{\varepsilon}_t$  para después guardar los residuos ( $\hat{\varepsilon}_t$ ). Este contraste consiste en estimar una regresión auxiliar con los residuos como variable dependiente en función de una constante, las variables explicativas del modelo y los retardos de orden p de los residuos. La regresión auxiliar que se estima por MCO tiene la siguiente forma:  $\hat{\varepsilon}_t = \lambda_0 + \lambda_1 X_t + \alpha_0 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \dots + \alpha_p \hat{\varepsilon}_{t-p} + \hat{v}_t$ . Se asume que  $\hat{v}_t \sim i.i.N(0, \sigma^2)$ . La hipótesis nula de ausencia de autocorrelación entre pares de perturbaciones de orden p es:  $H_0: \alpha_0 = \alpha_1 = \dots = \alpha_p = 0$ .

El estadístico de contraste del test es:  $LM = TR^2$ , donde T es el tamaño muestral y  $R^2$  el coeficiente de determinación de la regresión auxiliar y sigue una distribución  $\chi^2(2)$ , siendo p los grados de libertad.

condicionada (efecto ARCH), utilizando el procedimiento propuesto por Engle (1982)<sup>31</sup>. El hecho de que los residuos del modelo ajustado no dependan del tiempo, no significa necesariamente que no haya dependencia entre estos de un modo no lineal. Si existe heterocedasticidad condicionada, los residuos del modelo ajustado están incorrelacionados, pero son dependientes. Por tanto, los residuos al cuadrado presentarán autocorrelación.

Finalmente, se realiza sobre el modelo estimado el contraste de normalidad de los residuos. Se ha considerado oportuno comprobar el cumplimiento o no de esta hipótesis utilizando el test de Jarque-Bera (Carlos Jarque y Anil K. Bera, 1987)<sup>32</sup>. Esta test es una prueba de bondad de ajuste que comprueba si una muestra de datos tiene la asimetría y la curtosis propias de una distribución normal. Resulta crucial, sobre todo en muestras inferiores a 100 observaciones, comprobar si los errores siguen o no una distribución normal, ya que, entre otras consecuencias, bajo el cumplimiento de esta hipótesis se tiene la justificación teórica para la utilización de pruebas estadísticas que involucren a las distribuciones t, F y  $\chi^2$  (de uso muy común en la parte inferencial del modelo).

Los resultados de dichos contrastes se recogen en la parte inferior de las tablas 5.2, 5.3 y 5.4, junto con la estimación del modelo, para cada uno de los países. Como se puede apreciar, se rechaza la hipótesis nula de ausencia de correlación serial de primer y segundo orden para Grecia y España, al 5% de nivel de significación, puesto que los valores de los estadísticos se sitúan por encima de sus correspondientes valores críticos. Sin embargo, en el caso de Portugal no parece que haya problemas de autocorrelación ni de primer ni de segundo orden al 5% de nivel de significación, dado que en este caso, los valores de los estadísticos LM-BG son menores que sus correspondientes valores críticos, lo que conlleva aceptar la hipótesis nula.

---

<sup>31</sup>Una vez estimado el modelo por MCO:  $\hat{Y}_t = \beta X_t + \hat{\varepsilon}_t$ , se obtienen los residuos del mismo. El siguiente paso es estimar por MCO la regresión entre los residuos al cuadrado del modelo anterior y los residuos al cuadrado de dicho modelo retardados de orden p; la regresión tiene la forma:  $\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \hat{\varepsilon}_{t-p}^2$ . El contraste a realizar sobre este modelo es:  $H_0: \alpha_0 = \alpha_1 = \dots = \alpha_p = 0 \rightarrow$  no hay efecto ARCH, frente a la alternativa:  $H_a$ : heterocedasticidad  $\rightarrow$  si hay efecto ARCH. Se contrasta, por tanto, la significatividad de los parámetros de la regresión auxiliar. El estadístico de contraste del test es:  $LM = TR^2$ , donde T es el tamaño muestral y  $R^2$  el coeficiente de determinación de la regresión auxiliar y sigue una distribución  $\chi^2(2)$ , siendo p los grados de libertad.

<sup>32</sup>Se contrasta sobre los residuos del modelo la siguiente hipótesis:  $H_0: A = 0$  y  $K - 3 = 0 \rightarrow$  normalidad, en contra de la alternativa,  $H_a$ : al menos A ó  $K - 3 \neq 0 \rightarrow$  los errores no se distribuyen normalmente. El estadístico de contraste es:  $JB = T \left[ \frac{A^2}{6} + \frac{(K-3)^2}{24} \right]$ , donde A es el coeficiente de asimetría y K el de curtosis; en presencia de normalidad, el primero ha de ser cero o un valor muy próximo, mientras que el segundo ha de tomar valor igual o próximo a 3. El estadístico JB sigue una distribución  $\chi^2(2)$ .

En cuanto a los contrastes de heterocedasticidad, mientras que para Grecia y España no se rechaza la hipótesis nula de ausencia de efecto ARCH, en el caso de Portugal dicha hipótesis se rechaza al 5%, indicando la presencia de heterocedasticidad condicionada sólo de orden 1.

El estadístico LM de Jarque Bera, para los tres países, acepta la hipótesis nula de normalidad de los residuos dado que los valores obtenidos de éste son menores que los correspondientes valores críticos al 5%.

Finalmente, para completar la etapa de chequeo de los tres modelos estimados, y teniendo en cuenta lo que ha indicado con anterioridad en este apartado, se ha realizado el contraste de Chow de cambio estructural. Las fechas de los cambios estructurales para los contrastes de Chow<sup>33</sup> varían para cada uno de los países analizados.

Los resultados de este contraste para cada uno de los países aparecen recogidos en la última parte de las tablas 5.2, 5.3 y 5.4.

Como se puede observar en las distintas tablas, a excepción de Grecia, los valores obtenidos del estadístico FChow son inferiores que sus correspondientes valores críticos al 5%, por lo que para España y Portugal se acepta la hipótesis nula de ausencia de cambio estructural en los parámetros del modelo de Okun. En el caso de Grecia se rechaza la hipótesis nula tanto para el año 2005 como para el 2008, por ser el valor del estadístico superior al correspondiente valor crítico al 5% de valor de significación. La existencia de este cambio estructural se tendrá en cuenta en el posterior análisis de la Ley de Okun en Grecia.

A modo de resumen, se puede concluir diciendo que los modelos estáticos estimados para Grecia y España presentan problemas de autocorrelación, mientras que para el caso de Portugal se han detectado problemas de heterocedasticidad. En consecuencia, aunque los estimadores MCO siguen siendo insesgados, no se puede llevar a cabo inferencia

---

<sup>33</sup>La hipótesis nula del contrastate de Chow es la siguiente: Ho: no existe cambio estructural frente a la alternativa de la existencia de cambio estructural en todos los parámetros del modelo. Se trata de estimar el modelo, tanto para la muestra completa ,como para las dos submuestras y luego comparar las sumas residuales:

$$FChow = \frac{SR - (SR_{T_1} + SR_{T_2})}{SR_{T_1} + SR_{T_2}} \times \frac{(T-2k)}{k} \sim F(k, T-2k)$$

Siendo SR la suma de los cuadrados de los residuos para toda la muestra, SRT1 suma de los cuadrados de los residuos del modelo estimado utilizando las primeras T1 observaciones, SRT2 es la suma de los cuadrados de los residuos para el modelo estimado utilizando las últimas T2 observaciones (T=T1+T2) y k es el número de parámetros de posición del modelo.

estadística sobre los parámetros. Las causas de los problemas pueden estar relacionados con: i) errores de especificación del modelo por omisión de variables relevantes y/o ii) presencia de observaciones atípicas en los datos de las variables.

*Tabla 5.2. Estimación del modelo en brechas para Grecia (ver ecuación 8)*

<i>Estimación MCO: periodo 1983-2014</i>	
$CDGR_t = \underset{(-1,431e-013)}{0} - \underset{(-8,229)}{0,41} CIPBGR_t \quad R^2 = 0,693 \quad F_{AV}(1,30) = 67,71 \quad (p\text{-valor} = 3,483e-09)$	
<p>Los valores entre paréntesis son los t-ratios para contrastar la significatividad individual de los parámetros., es decir, <math> t\text{-ratio}  &gt; 1,96</math> indica la significatividad individual al 5% del correspondiente parámetro.</p>	
<b>CHEQUEO DEL MODELO</b>	
$LMBG(1) = 11,52 \quad \chi^2(1) = 3,84$	$ARCH(1) = 1,92 \quad \chi^2(1) = 3,84$
$LMBG(2) = 13,15 \quad \chi^2(2) = 5,99$	$ARCH(2) = 1,95 \quad \chi^2(2) = 5,99$
$\text{Contraste Jarque Bera} = 0,69 \quad \chi^2(2) = 5,99$	
<p><i>Contraste de Chow de cambio estructural en la observación 2005 -</i></p> <p><i>Hipótesis nula: no hay cambio estructural</i></p> <p><i>Estadístico de contraste: <math>F(2, 28) = 4,86</math></i></p> <p><i>con valor <math>p = P(F(2, 28) &gt; 04,85884) = 0,0154378</math></i></p>	
<p><i>Contraste de Chow de cambio estructural en la observación 2008 -</i></p> <p><i>Hipótesis nula: no hay cambio estructural</i></p> <p><i>Estadístico de contraste: <math>F(2, 28) = 11,60</math></i></p> <p><i>con valor <math>p = P(F(2, 28) &gt; 11,6049) = 0,000213441</math></i></p>	

*Tabla 5.3. Estimación del modelo en brechas para Portugal (ver ecuación 8)*

<i>Estimación MCO: periodo 1983-2014</i>	
$CDPR_t = \underset{(0,587)}{0,071} - \underset{(-7,526)}{0,322} CIPBPR_t \quad R^2 = 0,65 \quad F_{AV} = 56,65 \quad (p\text{-valor} = 2,17e-08)$	
<p>Los valores entre paréntesis son los t-ratios para contrastar la significatividad individual de los parámetros., es decir, <math> t\text{-ratio}  &gt; 1,96</math> indica la significatividad individual al 5% del correspondiente parámetro.</p>	
<b>CHEQUEO DEL MODELO</b>	
$LMBG(1) = 0,755 \quad \chi^2(1) = 3,84$	$ARCH(1) = 4,89 \quad \chi^2(1) = 3,84$
$LMBG(2) = 1,01 \quad \chi^2(2) = 5,99$	$ARCH(2) = 5,29 \quad \chi^2(2) = 5,99$
$\text{Contraste Jarque Bera} = 1,09 \quad \chi^2(2) = 5,99$	
<p><i>Contraste de Chow de cambio estructural en la observación 1998 -</i></p> <p><i>Hipótesis nula: no hay cambio estructural</i></p>	

Estadístico de contraste:  $F(2, 28) = 0,172397$   
con valor  $p = P(F(2, 28) > 0,172397) = 0,842531$

Contraste de Chow de cambio estructural en la observación 2008 -

Hipótesis nula: no hay cambio estructural

Estadístico de contraste:  $F(2, 28) = 0,387841$

con valor  $p = P(F(2, 28) > 0,387841) = 0,682109$

Tabla 5.4. Estimación del modelo en brechas para España (ver ecuación 8)

Estimación MCO: periodo 1983-2014	
$CDSP_t = -2,467e-013 - 1,071CPIBSP_t \quad R^2 = 0,89 \quad F_{AV} = 267,19 (p\text{-valor} = 1,75e-16)$ <p style="text-align: center;"> <math>(-1,704e-012) \quad (16,35)</math> </p> <p>Los valores entre paréntesis son los t-ratios para contrastar la significatividad individual de los parámetros., es decir, <math> t\text{-ratio}  &gt; 1,96</math> indica la significatividad individual al 5% del correspondiente parámetro.</p>	
CHEQUEO DEL MODELO	
LMBG(1)= 7,33 $\chi^2(1) = 3,84$	ARCH(1)= 0,27 $\chi^2(1) = 3,84$
LMBG(2)= 7,88 $\chi^2(2) = 5,99$	ARCH(2)= 2,55 $\chi^2(2) = 5,99$
Contraste Jarque Bera= 0,09 $\chi^2(2) = 5,99$	
<p>Contraste de Chow de cambio estructural en la observación 1999 -</p> <p>Hipótesis nula: no hay cambio estructural</p> <p>Estadístico de contraste: <math>F(2, 28) = 0,199111</math></p> <p>con valor <math>p = P(F(2, 28) &gt; 0,199111) = 0,820609</math></p> <p>Contraste de Chow de cambio estructural en la observación 2005 -</p> <p>Hipótesis nula: no hay cambio estructural</p> <p>Estadístico de contraste: <math>F(2, 28) = 0,288549</math></p> <p>con valor <math>p = P(F(2, 28) &gt; 0,288549) = 0,751551</math></p>	

A la vista de estos resultados, se ha decidido, en primer lugar, volver a especificar los tres modelos con el objetivo de solucionar los problemas de autocorrelación y heterocedasticidad. Una de las posibles soluciones al problema de autocorrelación cuando se trabaja con datos de series temporales es dinamizar el modelo, introduciendo retardos tanto de la variable endógena como de la explicativa. En cuanto al problema de heterocedasticidad, éste puede ser solucionado, por ejemplo, mediante la introducción de nuevas variables explicativas.

### 5.3.1. Versión dinámica de la Ley de Okun en brechas

La versión dinámica de la ley de Okun en brechas viene expresada de la siguiente forma:

$$CD_t = \sum_{i=0}^{p_1} \alpha_i CD^*_{t-i} + \sum_{i=0}^{p_2} \beta_i CDPIB^*_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Antes de estimar los modelos dinámicos es necesario determinar el orden óptimo de los retardos,  $p_1$  y  $p_2$ , que se van a introducir en cada modelo, y para ello, se ha utilizado el criterio de Akaike así como el coeficiente de determinación corregido<sup>34</sup> ( $\bar{R}^2$ ). Por un lado, según el criterio AIC, el mejor modelo es aquel que minimiza dicho criterio y por otro lado, en base al  $\bar{R}^2$ , el mejor modelo es aquel que presenta un mayor valor del coeficiente. Los resultados obtenidos para ambos criterios de selección de modelos, y para cada uno de los tres países, aparecen en la tabla 5.5.

Sorprendentemente, los dos criterios seleccionan el mismo orden de retardos para los tres países, considerando que los mejores modelos corresponden al modelo dinámico para  $p_1=2$  y  $p_2=1$ , lo que significa introducir la variable exógena retardada un periodo y la endógena dos. Para cada uno de los tres países se trata de estimar el siguiente modelo:

$$CD_t = \beta_0 CPIB_t + \beta_1 CPIB^*_{t-1} + \rho_1 CD^*_{t-1} + \rho_2 CD^*_{t-2} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Los tres modelos dinámicos estimados para Grecia, Portugal y España aparecen recogidos en las tablas A1, A2 y A3 respectivamente (ver Anexo V). En el último panel de la misma tabla se presentan los contrastes de normalidad, autocorrelación serial de Breusch-Godfrey y heterocedasticidad condicionada autorregresiva, con el propósito de analizar si los residuos obtenidos poseen las propiedades deseadas. Como puede deducirse de los resultados, los residuos de los modelos para cada uno de los países superan satisfactoriamente dichos contrastes, indicando que los modelos dinámicos con  $p_1=2$  y  $p_2=1$ , están correctamente especificados. Sin embargo, para intentar perfeccionar los modelos dinámicos, se han introducido variables ficticias con el objetivo de recoger algunas observaciones atípicas. En el caso de Portugal ha sido necesario incluir dos variables ficticias tipo impulso, ID2008 e ID2014, para corregir la existencia de dos observaciones atípicas, que toman el valor 1 únicamente para las observaciones 2008 y 2014, respectivamente, y cero en el resto de los casos. Para el

---

<sup>34</sup>Criterio de selección de modelos, los cuales, presentan distinto número de variables explicativas y una misma endógena.

caso de Grecia, al existir cambio estructural, ha sido preciso introducir la variable ficticia D2008 de forma multiplicativa con el ciclo del producto, tomando valor 1 antes de la observación 2008 y cero después. Del mismo modo que en Portugal, en el caso de España para corregir la presencia de una observación extraña en la muestra se ha decidido incluir la variable ficticia D2005 multiplicativa con la brecha del PIB, la cual toma valor cero antes de la observación del año 2005 y uno para las observaciones posteriores.

*Tabla 5.5. Selección del orden óptimo de retardos para la especificación del modelo dinámico.*

País	Portugal		Grecia		España	
Nº de retardo \ Criterio	$\bar{R}^2$	Akaike	$\bar{R}^2$	Akaike	$\bar{R}^2$	Akaike
p1=1;p2=0	0,664	64,86	0,85	73,23	0,89	76,81
p1=1;p2=1	0,653	66,82	0,844	75,17	0,924	69,03
<b>p1=2;p2=1</b>	<b>0,698</b>	<b>62,38</b>	<b>0,874</b>	<b>68,27</b>	<b>0,926</b>	<b>67,68</b>
p1=1;p2=2	0,661	65,76	0,845	74,58	0,925	68,39
p1=2;p2=2	0,686	64,32	0,871	70,05	0,924	69,66

Finalmente, para conseguir una mejor especificación de los tres modelos estimados, se ha procedido a eliminar aquellos coeficientes que no resultan ser estadísticamente significativos al 5%, para así, evitar errores de especificación como consecuencia de la introducción de variables irrelevantes. La estimación finalmente obtenida, así como, los diferentes contrastes de chequeo para cada uno de los modelos se recogen en las tablas 5.6 (Grecia), 5.7(Portugal) y 5.8 (España).

*Tabla 5.6. Estimación dinámica de la Ley de Okun en brechas: Grecia*

<i>Estimación MCO: periodo 1983:2014</i>	
$CDGR_t = \underset{(-9,011)}{-0,418}CPIBGR_t + \underset{(3,807)}{0,389}(CPIBGR_t * D2008) + \underset{(5,477)}{0,23}CDGR_{t-1}$	
$R^2 = 0,9043 \quad F_{AV} = 88,15 (p\text{-valor} = 2,25e-14) \quad \text{Criterio de Akaike: } 62,30$	
<i>Los valores entre paréntesis son los t-ratios para contrastar la significatividad individual de los parámetros., es decir, <math> t - \text{ratio}  &gt; 1,96</math> indica la significatividad individual al 5% del correspondiente parámetro.</i>	
<b>CHEQUEO DEL MODELO</b>	
$LMBG(1) = 1,05 \quad \chi^2(1) = 3,84$	$ARCH(1) = 0,64 \quad \chi^2(1) = 3,84$
$LMBG(2) = 3,09 \quad \chi^2(2) = 5,99$	$ARCH(2) = 0,74 \quad \chi^2(2) = 5,99$

Contraste Jarque Bera= 3,51  $\chi^2(2) = 5,99$

Tabla 5.7. Estimación dinámica de la Ley de Okun en brechas: Portugal

Estimación MCO: periodo 1983:2014	
$CDPR_t = -0,164CPIBPR_t - 1,016ID2008 - 2,036ID2014 + 0,711CDPR_{t-1} - 0,366CDPR_{t-2}$ <p style="text-align: center;"> <math>(-2,905) \quad (-1,977) \quad (-3,684) \quad (3,510) \quad (-2,228)</math> </p> <p> <math>R^2 = 0,811 \quad F_{AV} = 25,75 (p\text{-valor} = 4,123e-09) \quad \text{Criterio de Akaike: } 49,03</math> </p> <p>Los valores entre paréntesis son los t-ratios para contrastar la significatividad individual de los parámetros., es decir, <math> t - \text{ratio}  &gt; 1,96</math> indica la significatividad individual al 5% del correspondiente parámetro.</p>	
CHEQUEO DEL MODELO	
LMBG(1)= 0,49 $\chi^2(1) = 3,84$	ARCH(1)= 0,14 $\chi^2(1) = 3,84$
LMBG(2)= 1,49 $\chi^2(2) = 5,99$	ARCH(2)= 0,45 $\chi^2(2) = 5,99$
Contraste Jarque Bera= 8,63 $\chi^2(2) = 5,99$	

Tabla 5.8. Estimación dinámica de la Ley de Okun en brechas: España

Estimación MCO: periodo 1983:2014	
$CDSP_t = -0,788CPIBSP_t - 0,469(CPIBSP_t \times D2005_t) + 0,565(CPIBSP_{t-1} \times D2005_t)$ <p style="text-align: center;"> <math>(-7,742) \quad (-3,539) \quad (4,207)</math> </p> $+ 0,387CDSP_{t-1} - 0,195CDSP_{t-2}$ <p style="text-align: center;"> <math>(3,227) \quad (-2,554)</math> </p> <p> <math>R^2 = 0,95 \quad F_{AV} = 83,29 (p\text{-valor} = 8,03e-16) \quad \text{Criterio de Akaike: } 60,82</math> </p> <p>Los valores entre paréntesis son los t-ratios para contrastar la significatividad individual de los parámetros., es decir, <math> t - \text{ratio}  &gt; 1,96</math> indica la significatividad individual al 5% del correspondiente parámetro.</p>	
CHEQUEO DEL MODELO	
LMBG(1)= 0,95 $\chi^2(1) = 3,84$	ARCH(1)= 0,075 $\chi^2(1) = 3,84$
LMBG(2)= 1,75 $\chi^2(2) = 5,99$	ARCH(2)= 0,339 $\chi^2(2) = 5,99$
Contraste Jarque Bera= 0,101 $\chi^2(2) = 5,99$	

Como se ve en las tablas 5.6, 5.7 y 5.8, se acepta la hipótesis nula de ausencia de correlación serial de primer y segundo orden para Grecia, Portugal y España. También se acepta la hipótesis nula de ausencia de efecto ARCH en los tres modelos estimados. El estadístico LM de Jarque Bera acepta la hipótesis nula de normalidad de los residuos dado que los valores obtenidos son menores que el valor crítico al 5%, excepto en el caso de Portugal. A pesar de los diferentes intentos para tratar de solucionar el problema



de la no normalidad para el caso de Portugal, no ha sido posible encontrar una solución satisfactoria. En consecuencia, se ha optado finalmente por considerar que tal problema no genera graves consecuencias sobre los resultados y por ello, tratar al modelo como adecuado para calcular el coeficiente de Okun.

Los modelos finalmente estimados superan todos los contrastes de chequeo. Como se puede observar en las tres tablas anteriores, todos los parámetros resultan individualmente significativos al 5% de nivel de significación. La bondad de ajuste de los modelos estimados es bastante aceptable ya que los coeficientes de determinación son muy superiores a 0,5.

A continuación, se procede a calcular los coeficientes de Okun para los tres países considerados, para después, comparar los resultados entre sí. Señalar además, que teniendo en cuenta la especificación dinámica de los tres modelos, se pueden calcular los coeficientes de Okun tanto a corto como a largo plazo. Los resultados se recogen en la tabla 5.9 para Grecia 5.10 para Portugal y en la 5.11 para España.

*Tabla 5.9. Coeficiente de Okun a corto y largo plazo calculado a partir del modelo en brecha para Grecia*

	<i>Coeficiente de Okun a corto plazo</i>	<i>Coeficiente de Okun a largo plazo</i>
<i>Antes de 2008</i>	$\hat{\beta}_0 + \hat{\lambda}_0 = \hat{\alpha} = -0,183$ $EO_{cp} = \hat{\alpha}^{-1} = -5,464$	$\hat{\delta} = \frac{\hat{\beta}_0 + \hat{\lambda}_0}{1 - \hat{\rho}_1} = \frac{-0,183}{1 - 0,389} = -0,2995$ $EO_{lp} = \hat{\delta}^{-1} = -3,339$
<i>Después de 2008</i>	$\hat{\beta}_0 = -0,418$ $EO_{cp} = \hat{\beta}_0^{-1} = -2,392$	$\hat{\delta} = \frac{\hat{\beta}_0}{1 - \hat{\rho}_1} = \frac{-0,418}{1 - 0,389} = -0,684$ $EO_{lp} = \hat{\delta}^{-1} = -1,462$

$EO_{cp}$ : Coeficiente de Okun a corto plazo.  $EO_{lp}$  Coeficiente de Okun a largo plazo

Atendiendo a los resultados de Grecia, el periodo de estudio queda dividido, existiendo un coeficiente de Okun antes del año 2008 y otro después. En cuanto a los resultados antes de 2008, si el PIB se desvía un 1% del PIB potencial, la brecha de la tasa de paro es del 0,18% en el corto plazo y del 0,30% en el largo. Sin embargo, tras 2008, el impacto de una desviación de un punto porcentual en la producción respecto de su nivel potencial genera un mayor impacto en la brecha de la tasa de desempleo. En este sentido, a corto plazo la tasa de desempleo se aleja un 0,42% respecto de su nivel

natural, mientras que a largo lo hace un 0,69%, 0,39 puntos porcentuales más que en el periodo anterior.

El coeficiente de Okun antes del año 2008 arroja las siguientes conclusiones: si la tasa de desempleo se sitúa un 1% por encima de la tasa de paro de pleno empleo, la producción se va alejar de su nivel potencial en un 5,46% en el corto plazo y en largo, en un 3,34%. Por otro lado, en cuanto al periodo posterior a 2008, el coeficiente de Okun muestra unos valores negativos de 2,39 y 1,46 en el corto y largo plazo respectivamente, lo que quiere decir que, en este caso, cuando la tasa de paro se desvía un punto porcentual de su nivel natural, el impacto sobre la brecha del producto es inferior que en el periodo anterior, produciendo desviaciones del PIB respecto de su nivel potencial del 2,39% en el corto plazo y del 1,46% en el largo.

*Tabla 5.10. Coeficiente de Okun a corto y largo plazo calculado a partir del modelo en brecha para Portugal*

	<i>Coeficiente de Okun a corto plazo</i>	<i>Coeficiente de Okun a largo plazo</i>
<i>Portugal</i>	$\hat{\beta}_0 = -0,164$ $EO_{cp} = \hat{\beta}_0^{-1} = -6,098$	$\hat{\delta} = \frac{\hat{\beta}_0}{1-(\hat{\rho}_1+\hat{\rho}_2)} = \frac{-0,164}{1-(0,711-0,366)} = -0,251$ $EO_{lp} = \hat{\delta}^{-1} = -3,99$

$EO_{cp}$ : Coeficiente de Okun a corto plazo.  $EO_{lp}$  Coeficiente de Okun a largo plazo

Para Portugal, teniendo en cuenta el periodo de estudio, los resultados muestran que por cada punto porcentual que se desvía la producción de su nivel potencial cada año, la tasa de desempleo se aleja un 0,16% respecto de su nivel natural (tasa de paro de pleno empleo) en el corto plazo y un 0,25% en el largo. El hecho de que este coeficiente presente un valor tan bajo, indica, que en el caso de Portugal, hay que hacer un gran esfuerzo en términos del PIB para lograr una disminución en la tasa de desempleo.

En cuanto al coeficiente de Okun a corto y largo plazo, calculado como la inversa de los valores estimados, los resultados son los siguientes: a corto plazo toma un valor negativo de 6,1, lo que significa, que si la tasa de desempleo del país se sitúa un 1% por encima de la tasa de paro natural, la producción se va alejar de su nivel potencial un 6,1%. Para el largo plazo este valor se sitúa en el -3,99, por lo que, en este caso, si el desempleo se desvía de su nivel potencial en un punto, la brecha de producción es del 3,99%.

Tabla 5.11. Coeficiente de Okun a Corto y largo plazo calculado a partir del modelo en brecha para España:

	Coeficiente de Okun a <b>corto plazo</b>	Coeficiente de Okun a <b>largo plazo</b>
<b>Antes de 2005</b>	$\hat{\beta}_0 = -0,787$ $EO_{cp} = \hat{\beta}_0^{-1} = -1,271$	$\hat{\delta} = \frac{\hat{\beta}_0}{1-(\hat{\rho}_1+\hat{\rho}_2)} = \frac{-0,787}{1-(0,387-0,195)} = -0,974$ $EO_{lp} = \hat{\delta}^{-1} = -1,027$
<b>Después de 2005</b>	$\hat{\beta}_0 + \hat{\lambda}_0 = \hat{\alpha} = -1,256$ $EO_{cp} = \hat{\alpha}^{-1} = -0,796$	$\hat{\delta} = \frac{\hat{\beta}_0 + \hat{\lambda}_0 + \hat{\lambda}_1}{1-(\hat{\rho}_1+\hat{\rho}_2)} = \frac{-0,787-0,469+0,565}{1-(0,387-0,195)} = -0,855$ $EO_{lp} = \hat{\delta}^{-1} = -1,169$

$EO_{cp}$ : Coeficiente de Okun a corto plazo.  $EO_{lp}$  Coeficiente de Okun a largo plazo

En cuanto a los resultados para España, antes del año 2005, cuando el producto se desvía un 1% de su nivel estructural la tasa de paro se desvía de la tasa de paro NAIRU un 0,79% en el corto plazo y un 0,97% en el largo. Mientras que a partir del año 2005, a corto plazo, si el PIB se aleja un punto porcentual de su nivel potencial el efecto sobre la brecha del desempleo es 0,47 puntos porcentuales mayor que en periodo anterior. En cuanto al resultado de largo plazo, los resultados muestran una desviación del 0,86% de la tasa de desempleo respecto a su nivel estructural cuando el PIB se aleja un 1% del PIB potencial.

El coeficiente de Okun en el caso español, antes de 2005, toma los valores de -1,27 y -1,03 a corto y largo plazo respectivamente. A corto plazo, si la tasa de desempleo se sitúa un 1% por encima de la tasa de paro natural, la producción se va alejar de su nivel potencial un 1,27%, sin embargo, a largo plazo, la desviación del PIB respecto al nivel potencial es del 1,03%. Para el periodo posterior al año 2005, el coeficiente de Okun refleja que el producto se aleja un 0,80% aproximadamente de su nivel potencial a corto plazo y un 1,17% a largo, cuando la tasa de desempleo se sitúa un punto porcentual por encima de la tasa de paro natural. Siguiendo con la lectura del coeficiente de Okun, se puede concluir que, a corto plazo la incidencia en la brecha del desempleo, cuando la producción se aleja un 1% de su nivel potencial, es mayor en el primer periodo que en el segundo, mientras que si se analiza que ocurre a largo plazo sucede lo contrario.

El hecho de haber obtenido valores muy bajos en los coeficientes estimados es síntoma de que los tres países tienen que hacer un esfuerzo muy significativo en términos de PIB

para lograr una reducción de la tasa de paro, siendo Portugal y Grecia los que más tendrán que atender a esta cuestión.

En términos generales, si la tasa de paro supera en 1% a la tasa NAIRU, el impacto en la brecha de producción es mayor en el caso de Portugal, seguido muy de cerca por Grecia y, finalmente, España, país en el que la producción se desvía de su nivel potencial varios puntos porcentuales menos que en los países vecinos.<sup>35</sup>

## 6. CONCLUSIONES

Este trabajo ha buscado conocer cómo se relacionan el PIB y la tasa de desempleo mediante el estudio de la Ley de Okun. Las implicaciones de esta ley son necesarias en el análisis macroeconómico, ya que, empíricamente se la considera una regla útil tanto para fines de pronóstico como de política económica, siendo un instrumento en el que los economistas se apoyan para tratar de anticipar cuál va a ser el desarrollo del desempleo, bajo un nivel de crecimiento económico dado.

En este sentido, la parte empírica del trabajo se ha basado en estimar la versión en brechas de la Ley en Grecia, España y Portugal. Los resultados obtenidos reflejan que España es el país cuya tasa de desempleo presenta una mayor sensibilidad ante cambios en la producción, seguido de Grecia y muy próximo a éste último, se encuentra Portugal, lugar dónde la influencia del ciclo del producto sobre el desempleo cíclico no es tan elevada. En relación con lo anterior, se puede concluir que los tres países cuentan con una legislación laboral no muy flexible, a pesar de que en los últimos años hayan puesto en práctica reformas laborales para conseguir mercados de trabajo menos rígidos. Esta información está recogida en los valores del coeficiente de Okun: valores pequeños del coeficiente reflejan un mercado de trabajo más flexible y al contrario, coeficientes de Okun más elevados están ligados con mercados que protegen más el empleo. A este respecto, de los tres países, es España quien cuenta con un marco laboral más flexible, distanciándose, por este orden, de Grecia y Portugal.

---

<sup>35</sup>Para poder comparar mejor los resultados entre países y realizar una conclusión final más unificada se han utilizado los resultados obtenidos de la estimación dinámica sólo con los retardos significativos, partiendo de la estimación del anexo 3. Los coeficientes de Okun para Grecia, Portugal y España, respectivamente, son: -4,796; -5,095 y -0,905. Se puede comprobar que estos resultados son coherentes con los obtenidos en los modelos dinámicos con variables ficticias.

Para los tres países, bajar sus elevadas tasas de paro está siendo un reto difícil desde que estalló la crisis, aunque es cierto, que España y Portugal han conseguido desde 2014 unas tasas de crecimiento del PIB positivas que han repercutido en descensos del desempleo. Sin embargo, Grecia este año 2015 ha presentado un retroceso en su economía, cayendo un 0,7% respecto al año anterior. A pesar de la sostenibilidad en el crecimiento de España y Portugal, ambos países han de seguir incrementando sus tasas de crecimiento como vía de la reducción del paro. Quizá, de los tres países, es a Grecia al que más le esté costando salir de esta recesión.

## 7. BIBLIOGRAFÍA

- BALL, L. LEIGH, D. Y LOUNGANI, P. (2012). *Okun Law: Fit at 50?* In 13th Jacques Polak Annual Research Conference. International Monetary Fund, Novembre. Washington, D.C.
- BALLESTEROS, J.; NUNEZ, F. y USABIAGA, C. (2012): *La Ley de Okun para las regiones españolas: distintas aproximaciones econométricas*, Instituto de Estadística y Cartografía de la Junta de Andalucía, Sevilla.
- BARRETO, H. Y HOWLAND, F. (1993): *There Are Two Okun's relationship Between Output and Unemployment*. Working Paper, Wabash College, Crawfordsville, U.S.A.
- BEAULIEU, J.J. Y MIRON, J.A. (1993). Seasonal Unit Roots in Aggregate U.S. Data. *Journal of Econometrics*, 55:305-328
- BELMONTE, A. y POLO, C. (2004): "Formulaciones de la ley de Okun y resultados para España" disponible en: [http://dea.uib.es/digitalAssets/123/123249\\_polo.pdf](http://dea.uib.es/digitalAssets/123/123249_polo.pdf)
- Blanchard, O. (2000): *"Macroeconomía"* (2da. ed), Pearson Educación, S. A., Madrid, España.
- BLANCHARD, O. Y SUMMERS, L. (1986): *"Hysteresis and the European Unemployment Problem"*, Working Paper No. 1950, National Bureau of Economic Research.
- BLANCHARD, O.J. Y QUAH, D. (1989). *The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances*. *American Economic Review*, 79:655-673.
- BOX, G.E.P. Y JENKINS, G.M. (1970). *Time Series Analysis, Forecasting and Control*. Ed. Holden-Day; San Fransisco.
- DICKEY, D. Y W. A. FULLER, (1981), *"Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root"*, *Econometrica*, 49 ( 4): 1057-1072

- DICKEY, D.A. Y FULLER, W. A. (1979). *Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series with Unit Root*. Journal of the American Statistical Association, 74: 427-431.
- ENGLE, R. Y GRANGER, C.W.J. (1987): “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing” *Econometrica*, vol. 55, núm. 2, pp. 251-276.
- ENGLE, R.F. (1982). *Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation*. *Econometrica*, Vol. 50, No. 4. (Jul., 1982), pp. 987-1007.
- FMI (2010): “Unemployment dynamics during recessions and recoveries: Okun’s law and beyond” *World Economic Outlook: Rebalancing growth*. Fondo Monetario Internacional, abril de 2010, pp. 69-107.
- FREEMAN, D. (2000): “A regional test of Okun’s Law” *International Advances in Economic Research* núm. 6, págs. 557–570.
- GHYSELS, E. Y PERRON, P. (1993). *The Effect of Seasonal Adjustment Filters on Tests for a Unit Root*. *Journal of Econometrics*, 55: 57-98.
- GODFREY, L.G. (1978). *Testing Against General Autoregressive and Moving Average Error Models when the Regressors Include Lagged Dependent Variables*. *Econometrica*, Vol. 46, No. 6., pp. 1293-1301.
- GONZÁLEZ MÍNGUEZ, J. y VACA. C. (2007): “La flexiguridad como modelo para los mercados de trabajo Europeos”. *Boletín Económico del Banco de España*, noviembre de 2007, en: <http://www.bde.es/webbde/SES/Secciones/Publicaciones/InformesBoletinesRevistas/BoletinEconomico/07/Nov/Fich/art5.pdf>
- GORDON, R. J., 1984, “Unemployment and Potential Output in the 1980s.” *Brooking Papers on Economic Activity*, 2, págs. 537-586.
- GRANGER, C.W. Y NEWBOLD, P. (1974). *Spurious Regressions in Econometrics*. *Journal of Econometrics*, 26:1045-1066.
- GRANT, A.P. (2002). “Time-Varying estimates of the Natural Rate of Unemployment a revisitation of Okun’s Law”, *Quarterly Review of Economics and Finance*, vol. 42, spring, pp. 95 -113
- HAMILTON, G. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- HENDRY, D. F. (1986). *Econometric Modelling with Cointegrated Variables: An Overview*. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48:201-212.
- HODRICK, R. Y E. C. PRESCOTT, 1997, “Post-war US Business Cycle: an Empirical Investigation”, *Journal of Money, Credit and Banking*, págs.1-16.
- INE: <http://www.ine.es/>
- JARQUE, C. Y A. BERA (1980) “Efficient Tests for Normality, Homoskedasticity,
- KNOTEK, E. S. (2007). “How Useful is Okun’s Law?” *Federal Reserve Bank of Kansas City. Fourth Quarter*, 92(4):73-104

- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.; SCHMIDT, P. Y SHIN, Y. (1992). *Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of Unit Root*. Journal of Econometrics, 54: 159-178.
- LAL, I, SULAIMAN, M. JALIL, A. ADNAN, H. (2010). *Test of Okun Law in Some Asian Countries: Co-integration Approach*. European Journal of Scientific Rerearch, Vol 40 N°1, pp. 73-80.
- LEAL, T., J. J. PÉREZ, Y J. RODRÍGUEZ, 2002, “*Pautas cíclicas de la economía andaluza en el período 1984-2001: un análisis comparado*”, D.T. E2002/18, centrA, págs. 1-37.
- LIQUITAYA, J. D., Y LIZARAZU, E. (2003). “*La Ley de Okun en la Economía Mexicana*”, Revista Denarius núm. 9, Departamento de Economía, UAM-I., México, D. F.
- LLORENTE HERAS, R (2004). “La convergencia entre las tasas de desempleo europeas”. Disponible en: <http://web.ua.es/jelalicante/Lorente-%20Articulo.pdf>
- LORÍA, E. Y RAMOS, M. (2007). *La Ley de Okun: Una lectura para México, 1970-2004*. Estudios Económicos, 22(1), pp. 19-55.
- MACKINNON, J.G. (1991). *Critical values of co-integration test, en long-run economic relationships* (Eds R.F. Engle y C.W.J. Granger), Oxford University Press, 267-276.
- MARTÍN ROMÁN, A. (2002): “*Ley de Okun, paro registrado y paro EPA*” Boletín Económico de ICE, núm.2728, págs. 11-16.
- MARTIN ROMAN, A. y PORRAS, M.S. (2012): *La Ley de Okun en Espana ¿Por qué existen diferencias regionales?*, Asociación Española de Ciencia Regional, Congreso de Bilbao, comunicación, Bilbao.
- NELSON, C.R. Y PLOSSER, C.I. (1982). *Trend and Random Walks in Macroeconomic Time Series*. Journal of Monetary Economics, 10:139-162.
- NGUYEN, D.T., Y MAHINDA, A. (2001): “*The Relationship Between Output Growth and Unemployment: A reexamination of Okun’s Law in Australia*”, Working Paper, Department of Economics, University of Adelaida, Australia.
- OKUN, A. (1962): “*Potential GNP: Its Measurement and Significance*” *Proceedings of the Business and Economic Statistics, American Statistical Association, U.S.A.*
- OCDE: <http://www.oecd.org/>
- OLEKALNS, N. (1994). *Testing for Unit Roots in Seasonally Adjusted Data*. Economics Letters, 45: 273-279.
- PÉREZ, J.; RODRÍGUEZ, J. y USABIAGA, C. (2003): “*Análisis dinámico de la relación entre ciclo económico y ciclo de desempleo: una aplicación regional*” Investigaciones Regionales núm. 2, págs. 141-162.
- PERRON, P. (1989). *The Crash, The Oil Shock and the Unit Root Hypothesis*. *Econometrica*, 57:1361-1402.
- PHILLIPS, P. (1987). *Time Series Regression with a Unit Root*. *Econometrica*, 55:277-301.

- PHILLIPS, P. Y PERRON, P. (1988). *Testing for a Unit Root in Time Series*. Biometrika, 75:335-346.
- SCHNABEL, G., 2002, “*Output trends and Okun’s Law*”, Bank for International Settlements, BIS Working Papers, nº. 111.
- Serial Independence of Regression Residuals," Economics Letters, 6, 255–259.
- SÖGNER, L. y STIASSNY, A. (2002): “*An analysis on the structural stability of Okun's law: a cross-country study*” Applied Economics. Vol. 34, núm. 14, págs. 1775-1787.
- VILLAVARDE, J. y MAZA, A. (2007): “*Okun’s law in the Spanish regions*” Economics Bulletin, Vol. 18, núm. 5. pp. 1-11.
- VIRÉN, M., 2001, “*The Okun Curve is Non-linear.*” Economics Letters, vol. 70, págs. 253-257.
- WEBER, C. E., 1995, “*Cyclical Output, Cyclical Unemployment and Okun’s Coefficient: A New Approach*”, Journal of Applied Econometrics, vol. 10, págs. 433-445.



## 8. ANEXOS

### ANEXO I. LEY DE OKUN III: MODELO DE TENDENCIA FIJA Y ELASTICIDAD

Okun partió de la versión en diferencias y observó que se trataba de un modelo incompleto, ya que, como él creía, los niveles actuales y pasados de producción afectaban a los niveles actuales de la tasa de desempleo. Debido a esa influencia del pasado sobre el presente, Okun formula esta versión dinámica la cual incluye tasas de crecimiento actuales y pasadas del PIB. Okun partió del supuesto de que la tasa de ocupación observada ( $E_t$ ), relativa a la tasa de pleno empleo ( $E_t^p$ ), se relacionaba con el cociente entre la producción observada ( $Y_t$ ) y la potencial ( $Y_t^p$ ), obteniendo la siguiente expresión:

$$\frac{E_t}{E_t^p} = \left( \frac{Y_t}{Y_t^p} \right)^{\beta_3} \quad (1A)$$

Donde  $\beta_3$  es el parámetro de posición que mide la elasticidad del empleo respecto a la producción. Asumiendo que el pleno empleo y la producción potencial crecen a unas tasas constantes, tal que:

- $E_t^p = e_0 \exp(\delta_1 t)$
- $Y_t^p = y_0 \exp(\delta_2 t)$

La ecuación (1A), teniendo en cuenta las tasas constantes de crecimiento de ambas variables, se puede expresar como sigue:

$$\frac{E_t}{e_0 \exp(\delta_1 t)} = \left( \frac{Y_t}{y_0 \exp(\delta_2 t)} \right)^{\beta_3} \quad (2A)$$

Tomando logaritmos neperianos a ambos lados de la ecuación (2A), se obtiene la siguiente expresión:

$$\ln(E_t) = \alpha_3 + \ln \beta_3(Y_t) + \lambda t + \varepsilon_t \quad (3A)$$

Siendo:

- $\alpha_3 = \ln(E_t^p) - \beta_3 \ln(y_0)$
- $\lambda t = \beta_3 \delta_2$

De la expresión (3A) se extrae que:

- $\beta_3$  representa la elasticidad empleo-producto

- $\lambda t$ , el parámetro asociado a la tendencia temporal, es el producto entre la elasticidad y la tasa de crecimiento potencial y puede ser interpretado como una estimación de la tasa de crecimiento del producto potencial.

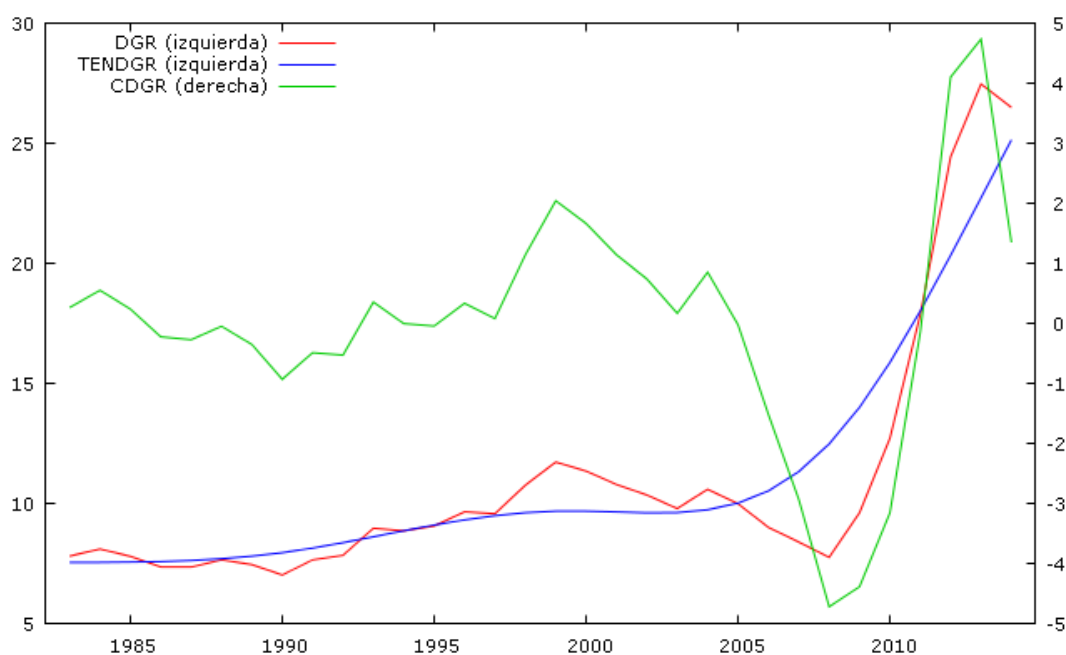
El coeficiente de Okun para esta última expresión es el siguiente:

$$CO = \hat{\gamma}_3 = \frac{1}{\hat{\beta}_3} \quad (4A)$$

Los resultados que Okun obtuvo en esta versión de la Ley señalan que para que la tasa de desempleo se incremente en un 1%, el crecimiento de la producción debe situarse entre el 2,50% y el 2,85% por debajo del valor potencial. El coeficiente estimado,  $\hat{\beta}_3$ , se sitúa entre el 0,35 y 0,40 y su valor inverso (el coeficiente de Okun,  $\hat{\gamma}_3$ ) se establece entre el 2,5 y el 2,85.

## ANEXO II. DESCOMPOSICIÓN DE LAS SERIES EN CICLO Y TENDENCIA.

*Gráfico A1.Descomposición de la tasa de desempleo y PIB, respectivamente, en ciclo y tendencia: Grecia.*



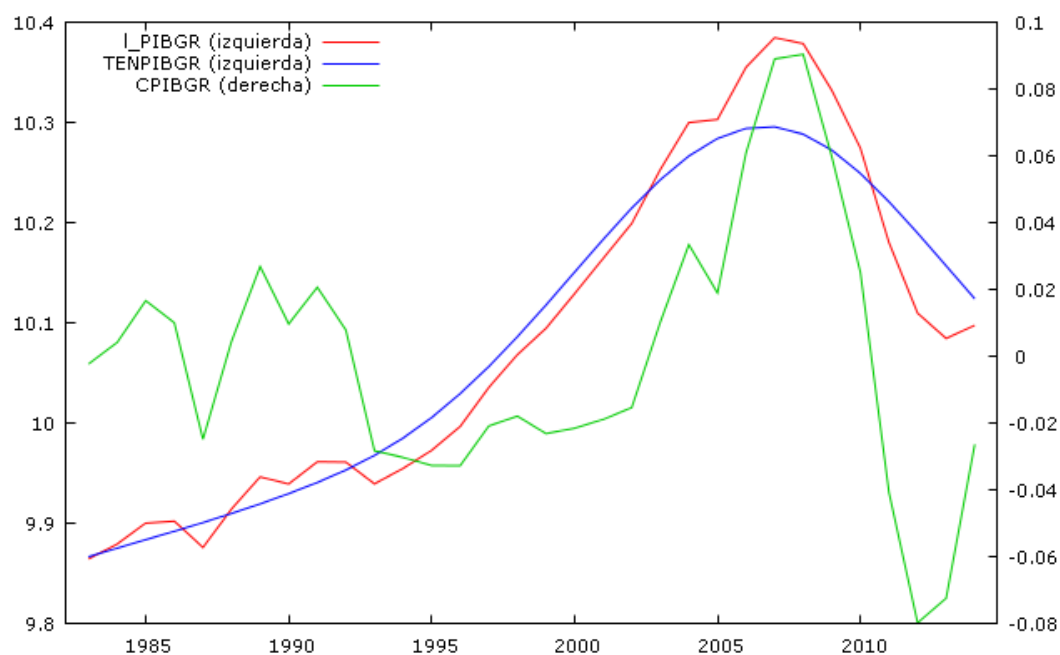
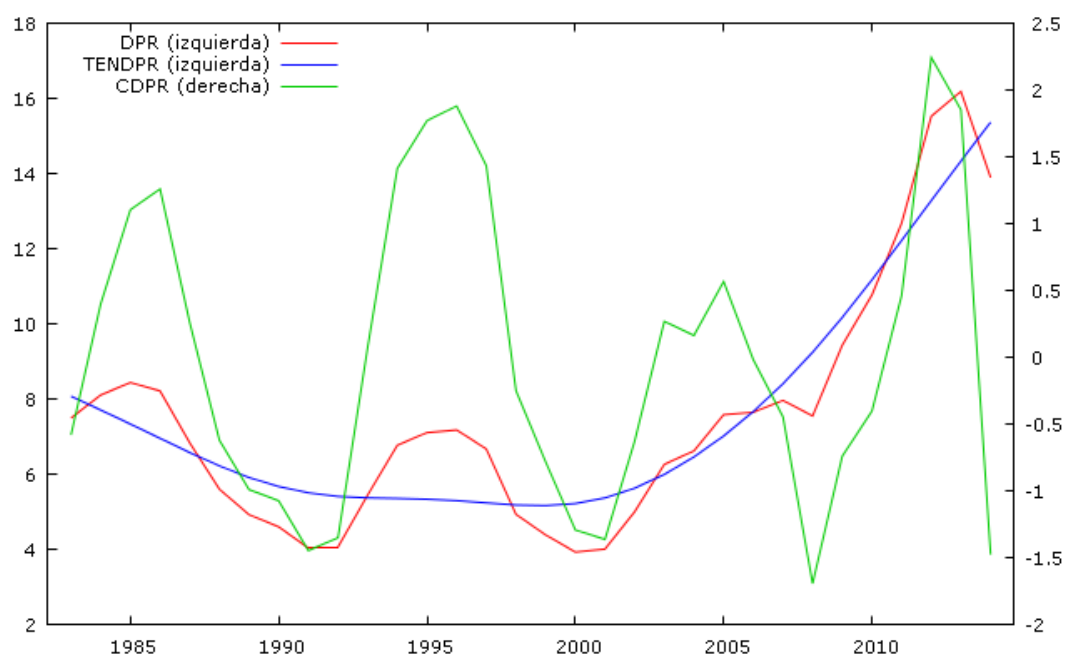


Gráfico A2. Descomposición de la tasa de desempleo y PIB, respectivamente, en ciclo y tendencia: Portugal.



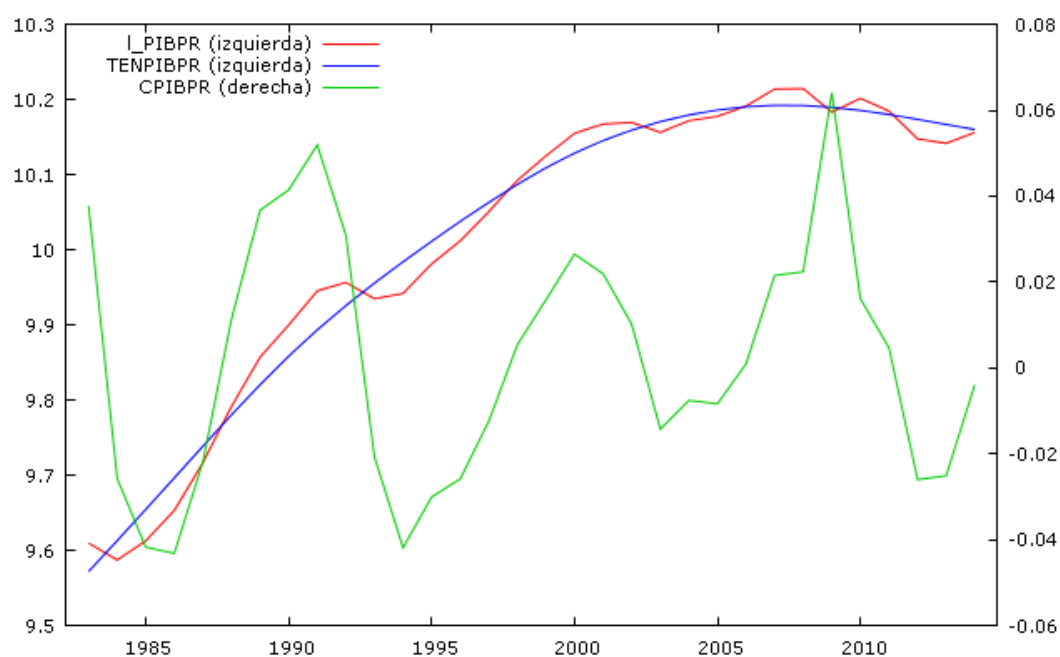
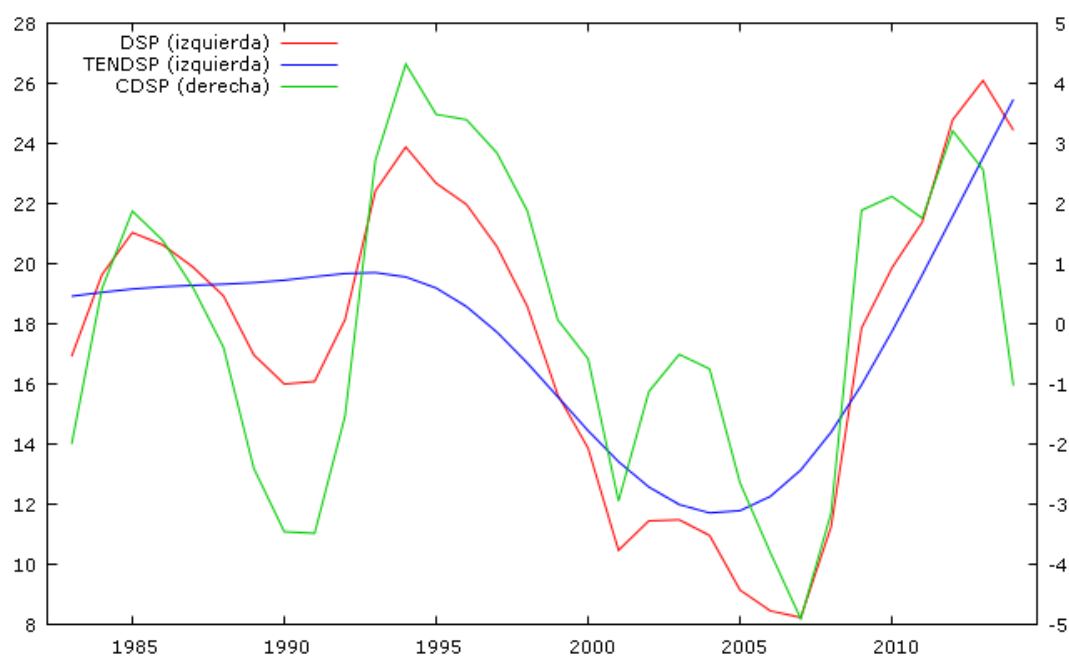
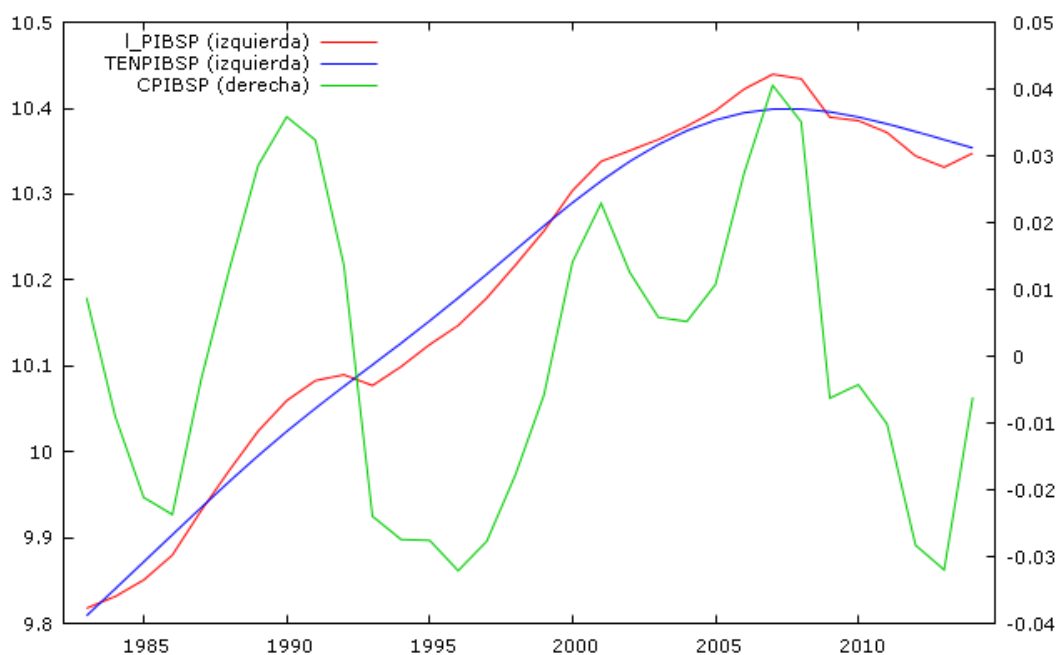


Gráfico A3. Descomposición de la tasa de desempleo y PIB, respectivamente, en ciclo y tendencia: España.





### ANEXO III. PROPIEDADES ESTOCÁSTICAS DE LAS VARIABLES

En economía, casi todos los modelos que se estudian están compuestos por variables de carácter temporal. Estas variables tienen que ser correctamente analizadas en términos econométricos, puesto que deben poseer unas características concretas para que sean consideradas válidas y poderlas trasladar al modelo.

El análisis clásico de series temporales considera que los valores que toma cualquier variable observada son consecuencia de tres componentes, quedando la variable expresada de la siguiente manera:

$$X_t = T_t + S_t + I_t \quad .$$

- Tendencia( $T_t$ ): muestra el comportamiento de la serie a largo plazo. Se puede definir como un cambio a largo plazo en relación al nivel medio
- Estacionalidad ( $S_t$ ): movimientos parecidos de la serie en periodos inferiores al año.
- Componente irregular( $I_t$ ): no responde a ningún patrón de comportamiento, sino que es el resultado de factores fortuitos o aleatorios que inciden de forma aislada en la serie.

En función del comportamiento que adquieren las componentes de la variable se puede hacer una clasificación descriptiva de las series temporales, existiendo dos tipos:

estacionarias y no estacionarias. En econometría se necesita trabajar con series estacionarias, es decir, series que sean estables y que por tanto presenten tendencia y dispersión nula. Esto se refleja gráficamente en que los valores de la serie tienden a oscilar alrededor de una media cero y la variabilidad con respecto a esa media también permanece constante en el tiempo. En contraposición, una serie no estacionaria puede presentar dispersión no constante y tendencia. Son series en las cuales la media y/o la variabilidad cambian en el tiempo. Los cambios en la media determinan una tendencia a crecer o decrecer a largo plazo, por lo que la serie no oscila alrededor de un valor constante.

Si antes de realizar cualquier trabajo aplicado no se tienen en cuenta las características de las series, y éstas resultan ser no estacionarias, la regresión será espuria (el estudio de la regresión espuria, en economía, tiene su origen en un estudio de Monte Carlo realizado por Granger y Newbold, 1974) y, económicamente, esto deriva en graves consecuencias, como considerar significativas relaciones entre variables que en realidad no lo son. Las regresiones espurias se caracterizan por tener un coeficiente de determinación<sup>36</sup>,  $R^2$ , elevado y unos residuos altamente autocorrelacionados por lo que el estadístico Durbin-Watson<sup>37</sup> presentará valores bajos. Estos autores señalan que un  $R^2$  mayor que este estadístico es revelador de que la regresión es espuria.

Continuando con lo anterior, la estimación de un modelo compuesto por series no estacionarias resultará espuria sí y sólo si las variables no están cointegradas.

Dos variables no estacionarias cointegradas son aquellas que presentan un residuo estacionario en la estimación. El concepto de cointegración, acuñado por Engle y Granger en 1987, exige que se verifiquen dos condiciones:

- Que las variables sean integradas<sup>38</sup> de primer orden, esto es,  $I(1)$ .
- Que exista una combinación lineal de ambas que sea estacionaria de orden 0, es decir, que el término de error de la relación a largo plazo es  $I(0)$

---

<sup>36</sup>Medida estadística de la bondad del ajuste del modelo estimado. Indica cuál es el porcentaje de la variación total en la variable endógena que viene explicada por el modelo, es decir, mide la capacidad explicativa de la regresión.

<sup>37</sup>Se trata del estadístico utilizado en el contraste de no autocorrelación de los residuos del modelo.

<sup>38</sup>Una serie es integrada de orden " $I(d)$ ", si tomando " $d$ " diferencias, la serie se convierte en estacionaria; es decir, que tomando " $d$ " diferencias a la serie original se consigue que la serie resultante tenga una distribución de probabilidad constante en media y varianza.

Cuando las premisas anteriores se cumplen se dice que las variables están cointegradas, lo que significa que entre las variables existe una relación a largo plazo, y, que aunque crezcan en el tiempo, lo hacen de forma completamente acompasada de manera que el error entre ambas no crece. Como consecuencia, la determinación del orden de integración de las variables es un tema de gran interés y una práctica necesaria en el análisis de series temporales.

Existen diversos métodos para eliminar o aislar las componentes de una serie no estacionaria y, a continuación, se van a comentar sólo algunos de ellos: Por un lado, si la serie presenta dispersión, ésta se puede eliminar mediante métodos de estabilización de la varianza, como por ejemplo, tomar logaritmos a los valores originales de la serie. Este procedimiento corrige la heterocedasticidad y mantiene el patrón de comportamiento de la serie convirtiéndola en estacionaria en varianza. Por otro lado, si una serie es no estacionaria en media se puede extraer la tendencia, por ejemplo, a través del método de diferenciación regular, lo que significa calcular la diferencia entre cada observación y la anterior  $\rightarrow \Delta Y = Y_t - Y_{t-1}$ , asumiendo que la tendencia en “t” es el valor de la serie en “t-1”.

Existen diferentes pruebas para analizar el orden de integración de las series, entre las más usuales están: Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller Aumentada (ADF), Phillips-Perron (PP), Kwiatkowski, Phillips, Schmidt y Shin (KPSS), entre otras.

#### **ANEXO IV. PRUEBA Dickey-FULLER AMPLIADA**

Existen dos cuestiones fundamentales a la hora de llevar a cabo esta prueba: por un lado, hay que tratar de especificar la estructura del PGD (proceso generador de datos), es decir, considerar la inclusión o no de los términos deterministas, y, por otro lado, determinar el retardo óptimo que asegure que los residuos de la serie se comportan como ruido blanco. En cuanto a la especificación de uno u otro modelo, el criterio es el siguiente:

- **MODELO A:** esta especificación se utiliza en situaciones en las que se asume que bajo  $H_0$  el proceso tiene deriva. Es decir, cuando se trata de una serie con tendencia. Se realiza el contraste con constante y tendencia.

- **MODELO B:** se considera que la serie tiene media diferente de cero bajo la hipótesis nula, esto es, que la serie fluctúa en torno a una constante distinta de cero. Contraste introduciendo constante pero no tendencia.
- **MODELO C:** se asume que la serie tiene media cero bajo la hipótesis nula de una raíz unitaria. Es decir, cuando la serie gira en torno de media cero. Se realiza el contraste sin constante ni tendencia.

El segundo aspecto a tener en cuenta es la determinación del orden óptimo del retardo con el que se estima la regresión, y para ello, existen distintos criterios de información. En este trabajo se han utilizado los siguientes: Criterio Informativo de Akaike (AIC), el estadístico t y el criterio de información Bayesiana (BIC) propuesto por Schwarz en 1978.

Tanto AIC como BIC tratan de encontrar el retardo k que minimiza el valor de ambos, habiendo fijado previamente un número máximo de retardos.

## ANEXO V. ESTIMACIÓN DINÁMICA CON EL ORDEN ÓPTIMO DE RETARDOS.

*Tabla A1. Estimación dinámica: Grecia (ver ecuación 10)*

<i>Estimación MCO: periodo 1983:2014</i>	
$CDGR_t = \underset{(-2,339)}{-0,1744}CPIBGR_t - \underset{(-0,6222)}{0,061}CPIBGR_{t-1} + \underset{(4,138)}{0,804}CDGR_{t-1} - \underset{(-2,635)}{0,441}CDGR_{t-2}$	
$R^2 = 0,8873 \quad F_{AV} = 51,17 \quad (p\text{-valor}=5,94e-12)$	
<p><i>Los valores entre paréntesis son los t-ratios para contrastar la significatividad individual de los parámetros., es decir, <math> t - ratio  &gt; 1,96</math> indica la significatividad individual al 5% del correspondiente parámetro.</i></p>	
<b>CHEQUEO DEL MODELO</b>	
$LMBG(1) = 1,48 \quad \chi^2(1) = 3,84$	$ARCH(1) = 1,09 \quad \chi^2(1) = 3,84$
$LMBG(2) = 1,49 \quad \chi^2(2) = 5,99$	$ARCH(2) = 1,38 \quad \chi^2(2) = 5,99$
$Contraste Jarque Bera = 3,94 \quad \chi^2(2) = 5,99$	



Tabla A2. Estimación dinámica: Portugal (ver ecuación 10)

Estimación MCO: periodo 1983:2014	
$CDPR_t = -0,163_{(-1,868)} CPIBPR_t - 0,062_{(-0,6625)} CPIBPR_{t-1} + 0,596_{(2,301)} CDPR_{t-1} - 0,515_{(-2,22)} CDPR_{t-2}$	
$R^2 = 0,7228 \quad F_{AV} = 17,47 \quad (p\text{-valor}=4,49e-07)$	
<p>Los valores entre paréntesis son los t-ratios para contrastar la significatividad individual de los parámetros., es decir, <math> t - ratio  &gt; 1,96</math> indica la significatividad individual al 5% del correspondiente parámetro.</p>	
CHEQUEO DEL MODELO	
LMBG(1)= 0,024 $\chi^2(1) = 3,84$	ARCH(1)= 0,001 $\chi^2(1) = 3,84$
LMBG(2)= 0,17 $\chi^2(2) = 5,99$	ARCH(2)= 3,63 $\chi^2(2) = 5,99$
Contraste Jarque Bera= 5,81 $\chi^2(2) = 5,99$	

Tabla A3. Estimación dinámica: España (ver ecuación 10)

Estimación MCO: periodo 1983:2014	
$CDSP_t = -1,024_{(-9,470)} CPIBSP_t - 0,522_{(2,508)} CPIBSP_{t-1} + 0,571_{(3,00)} CDSP_{t-1} - 0,135_{(-1,437)} CDPR_{t-2}$	
$R^2 = 0,9342 \quad F_{AV}=92,27 \quad (p\text{-valor}=5,71e-15)$	
<p>Los valores entre paréntesis son los t-ratios para contrastar la significatividad individual de los parámetros., es decir, <math> t - ratio  &gt; 1,96</math> indica la significatividad individual al 5% del correspondiente parámetro.</p>	
CHEQUEO DEL MODELO	
LMBG(1)= 0,032 $\chi^2(1) = 3,84$	ARCH(1)= 0,062 $\chi^2(1) = 3,84$
LMBG(2)= 1,19 $\chi^2(2) = 5,99$	ARCH(2)= 1,296 $\chi^2(2) = 5,99$
Contraste Jarque Bera= 0,14 $\chi^2(2) = 5,99$	

